

Université de Montréal

Rapport de recherche

La rémunération salariale des employés de l'administration québécoise: comparaison avec les autres salariés québécois et ceux de l'administration ontarienne, 2010

Rédigé par:
Étienne Arsenault

Dirigé par:
M. François Vaillancourt

Département de Sciences Économiques
Faculté des Arts et Sciences

Septembre 2011

Résumé

Ce rapport de recherche compare la rémunération des salariés de l'administration québécoise (incluant les secteurs de la santé et de l'éducation) à la rémunération des salariés d'autres secteurs d'emplois au Québec ainsi qu'à l'administration ontarienne au moyen de la décomposition de Blinder et Oaxaca. Cette décomposition permet de séparer la différence salariale entre deux groupes en une partie "expliquée" (attribuée aux différences de caractéristiques productives moyennes entre ces deux groupes) et une partie "inexpliquée" (ici, la rente). Les données utilisées proviennent de l'*Enquête sur la Population Active* de Statistique Canada pour Novembre 2010.

Nos résultats démontrent que les salariés de l'administration québécoise bénéficieraient d'une rente positive de 8,9% par rapport au secteur privé québécois et de 8,5% par rapport à l'administration municipale au Québec. Les salariés de l'administration québécoise accuseraient par contre un désavantage salarial (rente négative) de 6,1% par rapport à l'administration fédérale au Québec et de 1,3% par rapport secteur quasi public québécois. Lorsque des résultats sont obtenus selon le sexe, on note que les hommes de l'administration québécoise accusent un désavantage salarial (rente négative) par rapport à tous les autres secteurs d'emplois au Québec ainsi qu'à l'administration ontarienne. Pour les femmes de l'administration québécoise, nos résultats estiment qu'elles bénéficient d'une rente positive par rapport à tous les autres secteurs d'emplois au Québec mais d'un désavantage salarial (rente négative) lorsque leur rémunération est comparée aux femmes de l'administration ontarienne. Des efforts relativement plus importants par le gouvernement du Québec en termes d'équité salariale pour les femmes expliqueraient en partie ces résultats. Pour ce qui est du désavantage salarial (rente négative) estimé pour les deux sexes pour l'administration québécoise par rapport à l'administration ontarienne, la différence des coûts de la vie entre les deux provinces expliquerait la presque totalité de ces résultats.

Table des matières

INTRODUCTION	1
<hr/>	
1. REVUE DES ECRITS	5
<hr/>	
1.1. APPROCHE PAR EMPLOIS REPERES: L'ETUDE ANNUELLE DE L'INSTITUT DE LA STATISTIQUE DU QUEBEC (ISQ)	5
1.2. APPROCHE PAR CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES: UNE ETUDE PORTANT SUR LE QUEBEC	11
1.3. ETUDES CANADIENNES	13
2.0. METHODOLOGIE	23
<hr/>	
2.1. DESCRIPTION DE LA METHODOLOGIE EMPLOYEE	23
2.1.1. DECOMPOSITION DE BLINDER ET OAXACA ET L'APPROCHE PAR EMPLOIS REPERES	25
2.2. COMMENTAIRES QUANT A LA METHODOLOGIE EMPLOYEE DANS CE RAPPORT DE RECHERCHE	26
2.2.1. AUTRE DECOMPOSITION	26
2.2.2. POSSIBILITE DE DISCRIMINATION ENVERS LES FEMMES	27
2.2.3. ENDOGENEITE	27
2.2.4. BIAIS DE SELECTION	28
3.0. DONNEES, POPULATION ET VARIABLES DE CONTROLE	30
<hr/>	
3.1. DONNEES UTILISEES ET POPULATION A L'ETUDE	30
3.2. AVANTAGES ET INCONVENIENTS DES DONNEES DE L'EPA	30
3.3. SECTEURS D'ACTIVITES	31
3.4. VARIABLE DEPENDANTE ET VARIABLES DE CONTROLE	33
3.5. STATISTIQUES DESCRIPTIVES	36
3.5.1. STATISTIQUES DESCRIPTIVES PAR PROVINCE	36
3.5.2. STATISTIQUES DESCRIPTIVES PAR SECTEUR D'ACTIVITES	39
3.5.3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES PAR SECTEUR D'ACTIVITES, DESAGREGES SELON LE SEXE	43
4.0. RESULTATS ET ANALYSE	48
<hr/>	
4.1. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET LES AUTRES SECTEURS D'ACTIVITES (MIXTE)	48
4.1.1. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET LE SECTEUR PRIVE AU QUEBEC (SPQ) (MIXTE)	51
4.1.2. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET LES AUTRES SECTEURS PUBLICS AU QUEBEC (ASQ) (MIXTE)	51
4.1.3. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET LES AUTRES SALARIES QUEBECOIS (MIXTE)	52
4.1.4. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET L'ADMINISTRATION ONTARIENNE PLUS (MIXTE)	53
4.1.5. COMPARAISON AVEC LES RESULTATS DE L'ETUDE DE L'ISQ	55
4.2. L'ADMINISTRATION QUEBECOISE PLUS (AQP) ET AUTRES SECTEURS D'ACTIVITES AU QUEBEC, RESULTATS PAR SEXE	57

4.3. PRESENTATION SOMMAIRE POUR L'ADMINISTRATION QUEBECOISE (AQ)	59
4.4. COMPARAISON AVEC LE TRAVAIL DE CHAREST (2003)	60
5.0. CONCLUSION	63
<hr/>	
BIBLIOGRAPHIE	66
APPENDICE - CORRECTION POUR LE BIAIS DE SELECTION	69
ANNEXE A - RÉGRESSIONS MCO SECTORIELLES MIXTES QUI SERVENT DANS L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BLINDER ET OAXACA POUR LA SECTION 4.1.	72
ANNEXE B - COMPLÉMENT À LA SECTION 4.2. ET RÉGRESSIONS MCO SECTORIELLES PAR SEXE QUI SERVENT DANS L'APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE BLINDER ET OAXACA	79
ANNEXE C - ESTIMATION DE LA DISCRIMINATION ENVERS LES FEMMES POUR CERTAINS SECTEURS D'ACTIVITÉS PAR DÉCOMPOSITION DE BLINDER ET OAXACA À L'AIDE DE CERTAINES RÉGRESSIONS MCO SECTORIELLES PAR SEXE (VOIR ANNEXE B)	93
ANNEXE D - DEMONSTRATION MATHÉMATIQUE MONTRANT QUE LA DIFFÉRENCE DE DISCRIMINATION SEXUELLE ENTRE DEUX SECTEURS CONTRIBUE À LA DIFFÉRENCE ENTRE LES RENTES ATTRIBUÉES À CHAQUE SEXE POUR UN MÊME SECTEUR	96
ANNEXE E - DÉTAILS DES DÉCOMPOSITIONS DE BLINDER ET OAXACA ET DES RÉGRESSIONS ESTIMÉES PAR MCO POUR LE SECTEUR DE L'ADMINISTRATION QUÉBÉCOISE (AQ)(COMPLÉMENT À LA SECTION 4.3.)	97
ANNEXE F - TABLEAU V - RÉPARTITION DE L'ÉCHANTILLON SELON LES DIFFÉRENTES VARIABLES, QUÉBEC ET ONTARIO, NOVEMBRE 2010	102

Liste des tableaux

Tableau I - Résultats de l'étude "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010" de l'ISQ; comparaison de l'administration québécoise	6
Tableau II - Séparation de l'écart salarial "Rémunération Globale" pour l'administration québécoise dans l'étude "Rémunération des Salariés. État et Évolution comparés 2010" de l'IS.....	8
Tableau III - Résultats principaux de l'étude de Charest (2003), en logarithme de salaire	12
Tableau IV - Tableau récapitulatif des différentes études canadiennes portant sur l'écart salarial public/privé au Canada.....	14
Tableau V - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, Québec et Ontario, Novembre 2010 (Annexe F).....	102
Tableau VI - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur d'activités, Québec et Ontario (partiel), Novembre 2010	37
Tableau VII - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur d'activités, par sexe, Québec et Ontario (partiel), Novembre 2010	44
Tableau VIII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total, Administration québécoise plus (AQP) et secteur privé au Québec (SPQ) (Mixte).....	49
Tableau IX - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total, Administration québécoise plus (AQP) et l'administration fédérale au Québec (AFQ) (Mixte)	50
Tableau X - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total, Administration québécoise plus (AQP) et l'administration municipale au Québec (AMQ) (Mixte)	51

Tableau XI - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total,
Administration québécoise plus (AQP) et le secteur quasi public (SQPQ) au Québec (Mixte)... 52

Tableau XII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total,
Administration québécoise plus (AQP) et les autres salariés québécois (ASQ) (Mixte)53

Tableau XIII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total,
Administration québécoise plus (AQP) et l'administration ontarienne plus (AOP) (Mixte)54

Tableau XIV - Comparaison des résultats de l'étude de l'ISQ aux résultats obtenus,
2010.....56

Tableau XV - Tableau sommaire des résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca pour
certains secteurs d'activités, par sexe57

Tableau XVI - Estimation de la discrimination salariale par secteur d'activités selon la méthode
de décomposition Blinder et Oaxaca58

Tableau XVII - Tableau sommaire des résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca,
Administration québécoise (AQ) par rapport aux autres secteurs d'activités (mixte)60

Tableau XVIII - Comparaison des résultats obtenus par décomposition de Blinder et Oaxaca par
Charest (données EPA pour 2001) et ce rapport de recherche (données EPA pour 2010),
comparaison de l'administration québécoise plus (AQP) aux autres secteurs d'activités.....61

Introduction

Selon le Conseil du Trésor du Québec dans un rapport publié en 2010 "Les coûts de la main-d'œuvre représentent 54% des dépenses de programmes du gouvernement [du Québec]"¹. Les négociations du gouvernement du Québec avec les employés de la fonction publique quant aux salaires et autres avantages qui leur sont accordés ont donc un impact majeur sur la situation financière du gouvernement provincial ainsi que sur les impôts payés par les contribuables québécois. De plus, au moment d'écrire ces lignes, il semble que plusieurs gouvernements à travers le monde mettent en place de nombreuses mesures d'austérité (ou contemplant leur adoption) concernant les dépenses qu'ils encourent. Pour l'instant, il apparaît que cette vague ait épargné le Québec (et le Canada)². Ici, l'intention n'est pas de revoir l'état de la situation financière du gouvernement du Québec mais bien d'explorer un sujet qui, pour plusieurs raisons, pourrait se retrouver au cœur du débat public d'ici quelques années³. Ce rapport de recherche examine la rémunération relative des employés du gouvernement du Québec par rapport aux autres employés québécois, qu'ils œuvrent dans le secteur privé ou dans d'autres secteurs publics. La rémunération des employés du gouvernement du Québec y est également comparée à la rémunération des employés du gouvernement de l'Ontario.

Le marché du travail auquel fait face un gouvernement n'a rien de traditionnel. Les services et les biens produits par un gouvernement ne passent normalement pas par un marché où leurs valeurs respectives peuvent être établies par les consommateurs⁴. De plus, pour plusieurs types d'emplois du secteur public, le gouvernement est souvent le seul employeur existant (pensons aux professeurs, policiers, pompiers, travailleurs sociaux, etc ...), éliminant du même coup la possibilité pour ces emplois de comparer la rémunération en vigueur avec celle du secteur privé.

¹ Conseil du Trésor du Québec, "Dépenses publiques: des choix responsables" (Mars 2010), p.17.

² Le Gouvernement du Québec a annoncé des coupures budgétaires pour les commissions scolaires et cégeps (mai 2011) et pour les ministères de la santé et de l'éducation (septembre 2011). Toutefois, ces mesures apparaissent limitées relativement à ce qui est imposé dans d'autres pays (Angleterre, Grèce ...) actuellement.

³ Selon le document "Dépenses publiques: des choix responsables" (Mars 2010) préparé par le Conseil du Trésor du gouvernement du Québec en p.13 "L'endettement public du Québec selon la méthodologie de l'OCDE, incluant la part du Québec de la dette fédérale, représente 94,5% du PIB au Québec, comparativement à 69,7% dans le reste du Canada (fédéral et provinces). Cela place le Québec au 5^{ième} rang par rapport aux pays industrialisés les plus endettés, après le Japon, l'Italie, la Grèce et l'Islande (données en pourcentage du PIB)."

⁴ La majorité des biens et services produits par un gouvernement ne sont pas vendus à un prix donné. Le gouvernement n'a donc pas accès à l'information contenu dans un prix. Dans la théorie économique, les firmes payent leurs salariés le produit marginal d'une unité additionnelle de travail.

Plusieurs facteurs propres au secteur public ont été identifiés comme ayant un impact sur la rémunération relative des employés du secteur public. Selon certains, la présence de compétition entre le secteur privé et le secteur public permet aux salaires octroyés par le secteur privé d'agir comme plancher dans la rémunération des employés du secteur public. L'absence de conditions de maximisation de profits dans le secteur public et l'important taux de syndicalisation auraient aussi des impacts à la hausse sur les salaires relatifs du secteur public par rapport au secteur privé. On note également le type de services offerts par le gouvernement, souvent catégorisé comme essentiel, dont la demande est inélastique. La demande de travail pour ces services est, par le fait même, elle aussi inélastique ce qui facilite le transfert des hausses salariales accordées aux consommateurs (ici, les contribuables). Fogel et Lewin (1974) avancent aussi que le pouvoir de voter des employés de la fonction publique leur confère un pouvoir de négociation avec leur employeur qui n'existe pas dans le secteur privé. Ils avancent que la taille d'un groupe de salariés de la fonction publique est directement proportionnelle à l'importance de son pouvoir de négociation avec le gouvernement quant à la détermination de sa rémunération (plus le groupe contient un nombre élevé d'individus, plus l'impact électoral pour le gouvernement est important). Fogel et Lewin expliquent ainsi la présence⁵ d'un avantage salarial moins important pour les salariés hautement rémunérés du secteur public que ce qui est observé pour les employés les moins bien rémunérés de ce secteur lorsqu'on les compare au secteur privé.

D'autres facteurs ont toutefois été identifiés comme ayant un impact négatif sur la rémunération des employés de la fonction publique lorsqu'on la compare à la rémunération octroyée dans le secteur privé. Notons d'abord la situation monopsonique du gouvernement dans plusieurs types d'emplois qui lui confère un pouvoir de négociation important dans ces cas. Il y a aussi l'ensemble des avantages salariaux indirects offerts par le gouvernement en tant qu'employeur (pensons aux fonds de retraite ou à la sécurité d'emploi) qui sont souvent relativement plus importants que dans le secteur privé. Par conséquent, le gouvernement devrait théoriquement offrir une rémunération directe (la compensation versée directement à l'employé; le salaire) moins importante que ce qui est offert dans le secteur privé.

⁵ Phénomène constaté au Canada dans Mueller (1998) et Gunderson, Hyatt et Ridell (2000)

Qu'en est-il pour la rémunération des employés de l'administration québécoise? Au Québec, en Novembre 2010⁶, un salarié de l'administration québécoise (incluant les secteurs de la santé et de l'éducation) gagnait en moyenne 34,8% de plus qu'un salarié du secteur privé, 10,5% de moins qu'un salarié de l'administration fédérale et 3,2% de plus qu'un salarié de l'administration municipale. En comparant les administrations québécoises et ontariennes (en incluant encore une fois les secteurs de la santé et de l'éducation), on constate que les salariés de l'administration québécoise gagnent 15,4% de moins que leurs homologues ontariens. En regardant ces écarts salariaux, il faut se rappeler que les caractéristiques propres aux salariés et aux emplois de ces différents secteurs d'activités ne sont pas nécessairement les mêmes. Au moyen de la technique de décomposition de Blinder et Oaxaca, le rapport qui est présenté ici analysera ces écarts en tenant compte des différences de caractéristiques que l'on observe chez les employés et les emplois entre les secteurs d'activités. L'étude comparera ainsi la rémunération des employés de l'administration québécoise à celle des employés du secteur privé québécois, de l'administration fédérale au Québec, de l'administration municipale québécoise, du secteur quasi public au Québec et de l'administration ontarienne. L'utilisation de la technique de décomposition de Blinder et Oaxaca apporte également une alternative valide à l'approche par emplois repères utilisée par l'ISQ dans son analyse annuelle de la rémunération des salariés de l'administration québécoise. Cette étude est présentée dans la section 1.1 de la revue des écrits.

La première partie de ce travail consiste en une revue des résultats et des méthodologies employés par les deux études répertoriées portant sur la rémunération relative des salariés de l'administration québécoise par rapport aux autres salariés québécois (section 1.1 et section 1.2). La méthodologie utilisée par Caroline Charest (2003), une des deux études portant sur le Québec, est à l'origine du présent rapport de recherche. Ensuite, une brève revue des études portant sur le différentiel salarial entre le secteur public et le secteur privé au Canada est proposée (section 1.3). Ceci nous permettra de revoir les différentes méthodologies et sources de données utilisées dans ces études. En deuxième partie, la méthodologie utilisée pour ce rapport de recherche est présentée (section 2.1). Ensuite, les données et statistiques utilisées sont présentées (section 3.1). En dernière partie, les résultats obtenus sont présentés (section 4.1) et sont comparés avec les

⁶ Selon l'Enquête sur la Population Active de Statistique Canada.

résultats de l'étude annuelle de l'ISQ pour 2010 ainsi qu'avec les résultats obtenus par Caroline Charest (2003) (section 4.2). Une brève conclusion met fin à ce rapport de recherche.

1. Revue des écrits

1.1. Approche par emplois repères: l'étude annuelle de l'Institut de la Statistique du Québec.

L'Institut de la Statistique du Québec (ISQ) est mandaté par la loi⁷ de comparer la rémunération des salariés de l'administration québécoise qui sont régis par une convention collective avec la rémunération obtenue par les "autres salariés québécois". L'ISQ publie annuellement l'étude "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés" à cet effet. Ici, l'administration québécoise "désigne les salariés de la fonction publique, de l'éducation [...] ainsi que de la santé et des services sociaux"⁸. Dans l'étude de l'ISQ comme tout au long de ce rapport de recherche, les "autres salariés québécois" désignent tout salarié québécois qui ne fait pas partie de l'administration québécoise⁹.

Dans l'étude de l'ISQ, un panier de 76 emplois "repères" voulant représenter le plus fidèlement possible l'environnement de travail que l'on retrouve dans l'administration québécoise est créé. Ce panier doit donner un portrait représentatif de la rémunération du groupe qu'est l'administration québécoise. Les emplois du panier de l'administration québécoise sont appariés à des emplois jugés similaires dans d'autres secteurs d'activités au Québec (secteur privé, administration fédérale, etc ...). En comparant ces paniers d'emplois, l'ISQ estime la rémunération relative des salariés de l'administration québécoise par rapport à d'autres secteurs d'activités au Québec. Les données utilisées par l'ISQ proviennent de l'*Enquête sur la Rémunération Globale*¹⁰. Il est important de mentionner que les emplois où le gouvernement du Québec est l'employeur majoritaire et les emplois qui n'ont pas d'équivalent facilement identifiable hors de l'administration québécoise sont exclus de l'étude (par exemple, ici, les enseignants, les policiers et les infirmières sont exclus de l'étude de 2010). L'ISQ exclue également les entreprises de moins de 200 employés et les entreprises œuvrant dans les secteurs de la pêche, de l'agriculture,

⁷ Loi sur l'Institut de la statistique du Québec, L.R.Q., c. I-13.011.

⁸ Institut de la Statistique du Québec, "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010", p.25.

⁹ Dans l'étude de l'ISQ, ces secteurs sont identifiés comme le secteur privé, l'administration municipale, les entreprises publiques, le secteur universitaire et l'administration fédérale.

¹⁰ Enquête annuelle de l'ISQ sur la rémunération des salariés québécois.

de la foresterie et de la construction. Les municipalités de moins de 25,000 habitants sont aussi exclues de l'étude.

Les principaux résultats de l'étude de l'ISQ en 2010 sont présentés dans le tableau I ci-dessous.

Tableau I - Résultats de l'étude "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010" de l'ISQ; comparaison de l'administration québécoise

	Rémunération directe (1)	Rémunération directe (ajustée) (2)	Rémunération annuelle (3)	Rémunération annuelle (ajustée) (4)	Rémunération Globale (5)
Secteur privé	-7,0%	-2,6%	-7,5%	-3,1%	+2,3%
Administration municipale	-16,3%	-17,0%	-26,8%	-27,4%	-29,6%
Entreprises publiques	-17,2%	-16,5%	-27,7%	-27,1%	-27,0%
Secteur universitaire	-8,0%	-9,0%	-9,2%	-10,2%	-10,2%
Administration fédérale	-18,2%	-13,4%	-23,4%	-18,9%	-18,3%
Autres salariés québécois	-10,4%	-6,9%	-13,2%	-9,8%	-5,6%

La rémunération directe (1) comprend l'ensemble des montants versés directement à un employé (principalement le salaire mais aussi les bonis, commissions, etc). Les résultats de l'étude montrent un retard salarial au niveau de la rémunération directe pour l'administration québécoise par rapport à l'ensemble des autres secteurs au Québec. La rémunération annuelle (3) comprend la rémunération directe versée à un employé ainsi que diverses sources de rémunération indirectes (ici, principalement, la valeur des différentes formes d'assurances et de régimes de retraite offerts par l'employeur). Il faut noter que L'ISQ mesure la rémunération directe et la rémunération annuelle sur une base annuelle; comme les employés du secteur privé travaillent en moyenne 4,7% plus d'heures par semaine (ceci représente environ 2 semaines et demi de moins de travail par année pour un salarié de l'administration québécoise), nous avons créé les colonnes "ajustées"

(2) et (4) où la comparaison salariale est ramenée à un taux horaire¹¹ pour chaque secteur. En plus de juger cette base plus appropriée, ceci facilitera la comparaison de ces résultats avec les résultats de notre étude (particulièrement avec la colonne (2) où la différence en termes de rémunération directe est ajustée pour le nombre d'heures travaillées puisque la présente étude s'attarde uniquement à la rémunération directe¹² (la compensation monétaire versée directement à un employé)). La rémunération globale (5) quant à elle donne un portrait encore plus précis des écarts réels de rémunération puisqu'elle tient compte également (en plus des formes de rémunération directe et indirecte) des heures passées au travail dans ses comparaisons (par le fait même, en plus de tenir compte du nombre d'heures travaillées, on tient compte des congés et vacances accordés aux salariés).

Nous avons créé le tableau II ci-dessous afin de séparer l'écart salarial au niveau de la rémunération globale en trois parties distinctes: (A) Écart au niveau de la rémunération directe par heure travaillée (colonne (2) dans le tableau I), (B) Écart au niveau de la rémunération indirecte (régime de retraites, assurances,...) par heure travaillée (colonne (4) moins colonne (2) du tableau I) et (C) Écart au niveau des congés ou vacances octroyés par l'employeur (colonne (5) moins colonne (4) du tableau I). Le Total (D) correspond à la colonne (5) rémunération globale dans le tableau I.

¹¹ Par exemple, en comparant l'administration québécoise au secteur privé: $(1 + \text{écart salarial}) \times (\text{moyenne d'heures travaillées par semaine secteur privé} / \text{moyenne d'heures travaillées par semaine administration québécoise}) - 1$.

¹² Pour le reste de ce rapport, la rémunération ou le salaire réfèrent à la rémunération directe d'un salarié (à moins d'indication contraire).

Tableau II - Séparation de l'écart salarial "Rémunération Globale" pour l'administration québécoise dans l'étude "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010" de l'ISQ

	Écart au niveau de la rémunération directe (A)	Écart au niveau de la rémunération indirecte (B)	Écart au niveau des congés/vacances octroyés (C)	Total (D)
Secteur privé	-2,6%	-0,5%	+5,4%	+2,3%
Administration municipale	-17,0%	-10,4%	-2,2%	-29,6%
Entreprises publiques	-16,5%	-10,6%	+0,1%	-27,0%
Secteur universitaire	-9,0%	-1,2%	0,0%	-10,2%
Administration fédérale	-13,4%	-5,5%	+0,6%	-18,3%
Autres salariés québécois	-6,9%	-2,9%	+4,2%	-5,6%

On peut noter quelques points par rapport au tableau II:

- Au niveau de la rémunération directe par heure travaillée (A), le secteur privé est mieux rémunéré que l'administration québécoise. En regardant l'écart au niveau de la rémunération indirecte (B), plusieurs pourraient être surpris de constater que les régimes de retraite et les diverses formes d'assurances offerts par l'administration québécoise ne lui donne pas un avantage par rapport au secteur privé. C'est au niveau des différents congés/vacances octroyés (C) par l'administration publique que l'on retrouve la presque totalité de l'écart de rémunération globale entre l'administration québécoise et le secteur privé. En tenant compte des congés/vacances et des heures travaillées, les salariés de l'administration québécoise passent environ 10 % moins d'heures au travail par année que leurs homologues du secteur privé; il s'agit d'environ 4,3 semaines de moins par année passées au travail pour les employés de l'administration québécoise par rapport aux employés du secteur privé.

- Au niveau de la rémunération directe par heure travaillée (A), l'administration québécoise enregistre un retard salarial par rapport à tous les autres secteurs.

- Au niveau de la rémunération indirecte (B), l'administration québécoise enregistre un retard par rapport à tous les secteurs. Les différences les plus importantes sont par rapport à l'administration municipale et les entreprises publiques où cette différence peut représenter plus de 10% de la rémunération globale.

- Pour ce qui est des congés et vacances octroyés par l'employeur, l'administration québécoise est sensiblement à parité avec le secteur universitaire, l'administration fédérale et les entreprises publiques. On constate un retard par rapport au monde municipal (-2,2%) mais un avantage important par rapport au privé (+5,4%).

- En combinant les écarts (B) et (C) du tableau II ci-dessus, on obtient la somme des avantages salariaux qui ne sont pas directement liés à la rémunération directe (donc vacances, assurances, régimes de retraite, ...). À cet effet, l'administration québécoise enregistre (dans l'ordre) un retard de 12,6% par rapport à l'administration municipale, un retard de 10,5% par rapport aux entreprises publiques, un retard de 4,9% par rapport à l'administration fédérale, un retard de 1,2% par rapport au secteur universitaire et un avantage de 4,9% par rapport au secteur privé.

- En tenant compte de tous ces écarts (comme en témoigne la colonne (D)) du tableau II ci-dessus, l'administration québécoise enregistre un retard par rapport à tous les secteurs d'emplois au Québec mis à part le secteur privé.

Critiques par rapport à l'approche utilisée par l'ISQ

Il est important de noter certaines choses par rapport à l'étude annuelle de l'ISQ. Premièrement, les entreprises de 200 employés et moins sont exclues de l'étude annuelle de l'ISQ. En Novembre 2010, selon nos calculs à partir des données de l'*Enquête sur la population active* (EPA), c'est 40% des salariés québécois qui étaient à l'emploi d'entreprises comptant moins de 100 employés; c'est aussi 13,9% des salariés québécois qui travaillaient pour un employeur ayant entre 100 et

500 employés. Ainsi, l'étude de l'ISQ excluait entre 40% et 53,9% des salariés québécois de son étude¹³.

En excluant les employés d'entreprises de moins de 200 employés, l'ISQ exclut non seulement une partie importante des salariés québécois de son étude mais exclut également les salariés les moins bien rémunérés. Ainsi, selon nos calculs à partir des données de l'EPA pour Novembre 2010, une personne travaillant dans le secteur privé au Québec pour une firme de 20 employés et moins gagnait en moyenne 22% de moins qu'un employé travaillant pour une entreprise de 500 employés et plus. Pour un employé d'une entreprise privée québécoise comptant entre 20 et 99 employés, ces employés gagnaient en moyenne 12% de moins que les employés d'une entreprise de 500 employés et plus.

L'étude de l'ISQ vise à représenter l'ensemble de l'administration québécoise incluant les secteurs de la santé et de l'éducation. Comme l'étude de l'ISQ exclut les emplois n'ayant pas d'équivalent hors de l'administration québécoise, la liste des 76 emplois repères pour 2010 ne contient aucun des emplois les plus fréquemment associés à l'administration québécoise; il n'y a pas d'enseignants, d'infirmières ou de policiers dans cette liste. En fait, l'étude de l'ISQ ne représente que 31,3% des emplois de l'administration québécoise¹⁴.

L'ISQ dans son étude annuelle compare donc deux échantillons représentant un faible pourcentage des populations visées par l'étude. De plus, lorsqu'on compare l'administration québécoise au secteur privé, on exclut du groupe représentant le secteur privé les salariés les moins bien rémunérés. Ce rapport de recherche présente une alternative à la méthodologie employée par l'ISQ. Cette méthodologie cherche à englober l'ensemble des salariés du Québec lorsqu'on compare la rémunération des salariés de l'administration québécoise aux autres secteurs d'emplois au Québec.

¹³ Pour ce qui est des salariés du secteur privé seulement (à partir des données de l'EPA pour Novembre 2010), c'est entre 50% à 65% de ceux-ci qui seraient exclus de l'étude de l'ISQ.

¹⁴ Institut de la Statistique du Québec, "Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010", p.37.

1.2. Approche par caractéristiques individuelles: une étude portant sur le Québec¹⁵

En 2003, Caroline Charest¹⁶ a déposé un rapport de recherche à l'Université de Montréal qui utilise la méthode de Blinder et Oaxaca afin de comparer la rémunération des employés de l'administration québécoise aux autres secteurs d'emplois au Québec ainsi qu'aux employés de l'administration ontarienne. Cette méthode (qui sera détaillée plus loin dans la section 2.1.1.) est la même que celle utilisée dans le présent rapport de recherche. La décomposition de Blinder et Oaxaca vise à séparer la différence entre le salaire moyen de deux groupes en deux parties. La première partie est attribuée à la différence de caractéristiques que l'on retrouve entre deux groupes (on réfère à celle-ci comme étant la partie "expliquée") alors que la deuxième partie est attribuée à une différence dans la rémunération de ces mêmes caractéristiques entre les deux groupes comparés (la partie "inexpliquée"). La partie "inexpliquée" est la rente (l'avantage ou le désavantage salarial) d'un groupe par rapport à un autre. Charest utilise l'EPA de Janvier 2001 comme source de données (l'EPA pour Novembre 2010 est la source de données utilisée dans le présent travail). Le tableau III ci-dessous donne un aperçu des résultats de cette étude (ces résultats sont présentés en logarithme de salaire horaire, ils approximent donc l'écart total et la rente en termes de pourcentage):

¹⁵ Notons l'existence de l'étude non publiée de Montmarquette et Vaillancourt (2008) qui compare la rémunération des fonctionnaires québécois à différents secteurs d'activité pancanadiens et québécois. Cette étude utilise (entre autres) la décomposition de Neumark (voir section 2.2.1.). Les différences aux niveaux des secteurs d'activité comparés ainsi qu'au niveau de la méthodologie économétrique utilisée rendent les résultats du présent travail de recherche difficilement comparables aux résultats de cette étude.

¹⁶ L'étude de Caroline Charest (2003) présentée ici comporterait une erreur méthodologique. Comme nous le verrons dans la partie 3.3., les régressions effectuées pour compléter les décompositions de Blinder et Oaxaca demandent que chaque variable dichotomique utilisée soit identifiée. À quelques occasions, ce n'est pas le cas dans l'étude de Charest. Comme ces cas sont rares, nous jugeons que l'impact sur les résultats devrait être minime.

Tableau III - Résultats principaux de l'étude de Charest (2003), en logarithme de salaire

	<i>Administration québécoise plus (AQP)</i>	
	Écart Total	Rente
Autres salariés (ASQ) (Québec)	0,343	0,064
Privé (SPQ) (Québec)	0,384	0,086
Fédéral (AFQ) (Québec)	-0,093	0,011
Administration municipale (AMQ) (Québec)	0,086	0,155
Administration ontarienne plus (AOP)	-0,037	-0,019
	<i>Administration québécoise</i>	
	Écart Total	Rente
Autres salariés (ASQ) (Québec)	0,412	0,078
Privé (SPQ) (Québec)	0,453	0,120
Fédéral (AFQ) (Québec)	-0,024	-0,053
Administration municipale (AMQ) (Québec)	0,154	0,060
Administration ontarienne (AOP)	-0,060	-0,037

Source: Charest (2003).

Ici, "administration québécoise plus" réfère à la définition la plus large de l'administration provinciale. C'est celle qui se rapproche le plus de la définition de l'administration québécoise dans l'étude de l'ISQ. On y inclut les employés québécois travaillant dans l'industrie identifiée par l'EPA de Janvier 2001 comme "administration provinciale" ainsi que les salariés faisant partie du secteur public travaillant dans l'industrie de l'éducation ou de la santé. Les résultats pour "administration québécoise" réfèrent aux salariés provenant de l'industrie identifiée comme "administration provinciale" dans l'EPA de Janvier 2001.

Charest trouve une rente pour l' "administration québécoise plus" de 9,0% par rapport au secteur privé et de 6,6% par rapport aux "autres salariés québécois"¹⁷. On constate également que cette rente augmente à 12,7% et 8,1% respectivement lorsqu'on exclut les salariés des domaines de la santé et de l'éducation. En utilisant une régression par moindres carrés ordinaires (MCO)

¹⁷ Les autres salariés québécois sont ceux du secteur privé, de l'administration municipale, de l'administration fédérale et du secteur quasi public. Pour une définition plus détaillée, voir section 3.2. de ce rapport de recherche.

utilisant le secteur d'activités (sous forme dichotomique) comme variable explicative, Charest obtient une rente pour le secteur de la santé (6,5%) qui est sensiblement plus petite que celles estimées pour les secteurs de l'éducation (11,9%) et de l'administration provinciale (13,9%).

Les résultats désagrégés par sexe (qui ne sont pas présentés dans le tableau III plus haut) indiquent une rente pour l'administration provinciale plus au Québec de 1,3% pour les hommes et de 9,0% pour les femmes par rapport au secteur privé. Lorsque l'on compare l'administration québécoise plus à l'administration ontarienne plus, on se rend compte que les hommes subissent une rente négative (un désavantage salarial inexpliqué) de 3,6% par rapport à leurs homologues ontariens alors que pour les femmes, on parle d'une rente négative de 2,6%.

1.3. Études canadiennes

Il y a huit études canadiennes qui analysent le différentiel de rémunération entre le secteur public et le secteur privé dont sept qui utilisent (parfois en combinaison avec d'autres méthodologies) une version de la décomposition de Blinder et Oaxaca. Le tableau IV résume les principales caractéristiques et conclusions de ces études. Dans ce tableau comme dans les résultats présentés plus loin, on réfère à l'avantage (ou au désavantage) salarial inexpliqué¹⁸ d'un groupe par rapport à un autre comme étant une rente.

Les études canadiennes, bien que ne portant pas exclusivement sur le Québec, sont présentées ici pour trois raisons:

- 1) Pour présenter les différentes méthodologies qui ont été utilisées pour analyser l'écart salarial public/privé et ainsi permettre à notre rapport de recherche d'identifier la méthodologie qui semble la plus appropriée pour l'analyse de l'écart "administration québécoise/autres secteurs" dans notre étude.
- 2) Pour comparer les sources de données utilisées dans ces études et identifier celle permettant la meilleure analyse de l'écart salarial "administration québécoise/autres secteurs" au Québec.

¹⁸ Avantage/désavantage que l'on ne peut pas attribuer aux différences de caractéristiques entre deux groupes.

Tableau IV - Tableau récapitulatif des différentes études canadiennes portant sur l'écart salarial public/privé au Canada

Année	Auteur(s)	Source de données (année)	Définition du secteur public	Inclusion statut syndical	Méthodologie	Résultats principaux (rente = % du salaire du secteur privé)
1979	Gunderson	Recensement (1971)	Industrie dans le recensement appelée "administration publique et défense" (contient féd., prov. et muni./ sans possibilité de distinction entre les 3).	Non	Décomposition Blinder-Oaxaca.	Pour 1971, rente de 6,2% pour les hommes et de 8,6% pour les femmes.
1989	Shapiro & Stelcner	Recensement (1981)	Voir Gunderson (1979)	Non	Décomposition Blinder-Oaxaca.	Pour 1981, rente de 4,2% pour les hommes et de 12,2% pour les femmes.
1998	Mueller	Enquête sur l'activité (EA) (1990)	Administration publique (AP) = les industries de l'EA que sont adm. féd, adm. muni. et adm. prov. Administration publique plus (APP) = AP + industries de la santé et de l'éducation.	Oui	Décomposition Blinder-Oaxaca par quintile de rémunération.	Pour 1990. résultats par rapport au revenu médian. Pour les hommes, une rente de -2,4% pour l'APP, 0,9% pour l'AP, 3,6% pour fed. -4,8% pour prov et 2,3% pour local. Pour les femmes, 8,1% pour l'APP, 7,2% pour l'AP, 8,4% pour fed, 6,6% pour prov et 3,2% pour local.
1999	Prescott & Wandschneider	Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) (1981 et 1991)	Industrie appelée "Administration publique et défense" à laquelle on a ajouté la catégorie d'emploi "Enseignement".	Non	Modèle probit bivarié (correction pour biais de sélection privé/public ainsi que temps plein/temps partiel) suivi de décomposition Blinder-Oaxaca.	Pour 1990, une rente de 14,3% pour les hommes et de 25% pour les femmes. Pour 1981, une rente de 15,1% pour les hommes et de 15,7% pour les femmes.
2000	Mueller	Enquête sur l'activité (EA) (1988/1989/1990)	Voir Mueller (1998).	Oui	3 méthodes: 1) Décomposition Blinder-Oaxaca. 2) Effets Fixes. 3) Correction de Heckman pour endogénéité du statut syndical suivi de décomposition Blinder-Oaxaca.	Pour 1990. <u>Blinder Oaxaca</u> . Hommes: 0,1% APP, 3,3% AP, 7,8% Fed, -3,5% prov, 5% local. Femmes: 10,4% APP, 11,3% AP, 16% Fed, 10,9% Prov, 6,6% local. <u>Effets Fixes</u> (1988-89-90) hommes: APP 1,4% et AP 2,9%. Femmes: 9,8% APP et 9,4% AP. <u>Heckman</u> - Hommes: 0,8% APP, 4,5% AP, 12,1% fed. -1,7% prov et 3,2% muni- Femmes: 15,4% APP, 16,3% AP, 23,5% fed, 17,1% prov et 7,4% muni.
2000	Gunderson, Hyatt & Riddell	Enquête sur la population active (EPA) (Novembre 1997) et recensement (1996)	EPA = Nature de l'employeur (public/privé) identifié directement dans l'enquête. Recensement= Industries identifiées comme services des gouvernements féd, prov et locaux auxquels on ajoute l'éducation, la santé, le transport et communications/autres services.	Oui pour EPA/ Non pour recensement	Moindres carrés ordinaires (avec palliers de gouvernement en variables dichotomiques)	Pour 1997 avec <u>EPA</u> : pour les hommes: fed: 5,5%; prov: 12,8%; local:12,2%; éducation: 4,9% et santé: -14,2%. Respectivement, les résultats sont 8,8%, 11,2%, 5,9%, 7,8% et 4,9% pour les femmes. Pour 1996 avec <u>recensement</u> pour les deux sexes: fed: 9,9%; prov:8,7; local:8,5%; éducation: -2,5%; santé:-0,7%.
2003	MacLean & Vincent	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) (2000)	Nature de l'employeur (public/privé) identifiée directement dans l'EDTR.	Oui	2 méthodes: 1) Moindres carrés ordinaires. 2) Décomposition Blinder-Oaxaca.	Pour 2000. <u>MCO</u> : 4,5% pour les hommes et 14% pour les femmes. <u>Blinder-Oaxaca</u> : 5% pour les hommes et 10% pour les femmes.
2010	Tiagi	Enquête sur la population active (EPA) (Septembre 2008)	Nature de l'employeur (public/privé) identifiée directement dans l'EPA.	Oui	Modèle d'équations simultanées tenant compte du biais de sélection pour le secteur public estimé par maximum de vraisemblance suivi de décomposition de Blinder-Oaxaca.	Pour Septembre 2008, une rente de 5,4% pour les hommes et de 19,8% pour les femmes.

3) Afin de comparer les résultats du présent rapport de recherche aux différents résultats obtenus par les études canadiennes.

Les premières études canadiennes portant sur l'écart salarial public/privé sont celles de Gunderson (1979) et de Shapiro et Stelcner (1989). Celles-ci utilisent les données des recensements de 1971 et de 1981 au Canada. Puisque les données du recensement ne contiennent pas le statut syndical, Robinson et Tomes (1984) soutiennent que ces deux études, en omettant de contrôler pour la couverture syndicale, biaisent à la hausse l'estimation de la rente du secteur public. Les résultats obtenus par ces études comparent (dû aux contraintes associées aux données du recensement¹⁹) les différences salariales entre l'administration publique et le secteur manufacturier seulement. On peut noter que les coefficients de détermination associés à ces deux études sont généralement plus bas que ceux d'études subséquentes incluant une variable explicative représentant la couverture syndicale. Gunderson (1979) estime une rente de 6,2% pour les hommes et de 8,6% pour les femmes en 1971; cette rente diminue à 4,2% pour les hommes et augmente à 12,2% pour les femmes en 1981 dans l'étude de Shapiro et Stelcner (1989).

Mueller (1998) utilise l'*Enquête sur l'Activité* (EA) de 1990 pour décomposer les différences entre certains quantiles de rémunération du secteur privé et du secteur public en utilisant la méthode de décomposition de Blinder et Oaxaca. Ici, Mueller utilise la couverture syndicale comme variable explicative. De plus, l'EA lui permet d'identifier les employés travaillant en santé et en éducation dans ce qu'il définit comme étant l'administration publique plus. En procédant par quantile, Mueller démontre que l'avantage salarial du secteur public s'amenuise lorsque l'on progresse dans l'échelle salariale. L'avantage médian pour l'administration publique plus est

¹⁹ Pour les données du recensement, il n'est pas possible d'identifier clairement la nature (privée ou publique) de l'employeur, la comparaison privé/public se limite donc pour Gunderson (1979) et Shapiro et Stelcner (1989) aux industries du recensement que sont le secteur manufacturier (privé) et l'administration fédérale, provinciale et municipale (public). D'autres limitations attribuées aux données des recensements canadiens sont la comptabilisation de la rémunération sur une base annuelle (ceci ne tient pas compte du nombre d'heures travaillées) ainsi que la mesure utilisée quant à l'éducation soit le nombre d'années d'éducation complétées. Mueller (2000) et Maclean et Vincent (2003) estiment que le plus haut niveau d'éducation complété est une variable plus pertinente dans l'explication du salaire que ne l'est le nombre d'années d'éducation complétées.

-2,4% pour les hommes et de +8% pour les femmes. Au premier décile de distribution salariale, la rente est estimée à 2,1% pour les hommes et 11,8% pour les femmes. Au neuvième décile de la distribution salariale, la rente est réduite à -3,4% pour les hommes et à 2,4% pour les femmes.

Prescott et Wandschneider (1999) n'ont pas accès à des données indiquant le statut syndical en utilisant l'*Enquête sur les Finances des Consommateurs* (EFC). Pour 1981, ces auteurs estiment une rente de 15,1% pour les hommes et de 15,7% pour les femmes. Ces résultats indiquent une rente plus élevée pour les travailleurs du secteur public que ne l'indiquaient les résultats de Shapiro et Stelcner pour la même année (Shapiro et Stelcner estimaient une rente de 4,2% pour les hommes et de 12,2% pour les femmes). Pour 1990, Prescott et Wandschneider trouvent une rente qui, lorsque comparée à leurs résultats pour 1981, semble stable à 14,3% pour les hommes alors qu'elle augmente à 25,1% pour les femmes. Prescott et Wandschneider utilisent une méthodologie (en combinaison avec la décomposition de Blinder et Oaxaca) qui tente de corriger le biais d'auto sélection que l'on pourrait retrouver pour les salariés du secteur public (comparativement au secteur privé) ainsi que le problème d'endogénéité potentiel relié au type d'emploi (temps plein/temps partiel). Leurs résultats indiquent que le biais d'auto sélection du secteur public envers le secteur privé n'est pas statistiquement significatif. Aussi, en utilisant les données de l'EFC, Prescott et Wandschneider utilisent une définition plus large du secteur public (leur méthodologie n'est pas expliquée en détail mais laisse croire que les secteurs de l'éducation et de la santé seraient inclus dans le secteur public) que ne le faisait Shapiro et Stelcner (1989) et Gunderson (1979).

Gunderson, Hyatt et Riddell (2000) utilisent une régression estimée par MCO avec les différents secteurs d'activités en variables (dichotomiques) explicatives pour estimer la rente du secteur public par rapport au secteur privé au Canada. Les auteurs classifient les types d'occupations en trois grandes catégories que sont "services", "emplois de bureau" et "gestion et professionnel" ("services" constitue la catégorie la moins bien rémunérée alors que la catégorie "gestion et professionnel" est la catégorie la mieux rémunérée). Confirmant les résultats de Mueller (1998), les auteurs montrent que la rente du secteur public est plus importante pour les emplois qui sont

les moins bien rémunérés. En moyenne²⁰, la catégorie "services" montrent une rente de 36,6%, la catégorie "emplois de bureau" une rente de 8,6% et la catégorie "gestion et professionnel" une rente de 5,8%. Les auteurs précisent également que dans la catégorie "services", les femmes profitent d'une rente de 30% lorsqu'elles travaillent dans le secteur public alors que celle-ci n'est que de 3% pour les hommes. Comme les emplois les moins bien rémunérés sont ceux qui bénéficient de la rente la plus importante mais que cette rente semble exister seulement pour les femmes occupant ces emplois, les auteurs y voient la possibilité d'une structure salariale plus équitable entre les sexes dans le secteur public mais suggère plus de recherche avant de conclure à une discrimination sexuelle plus importante du secteur privé envers les femmes. On constate également dans cette étude que de ne pas contrôler pour la couverture syndicale augmente la rente attribuée au secteur public de près de 50% (la rente passe de 7,6% à 11% pour le secteur public au sens large lorsque la couverture syndicale n'est pas incluse comme variable explicative²¹). Cette étude nous permet également de comparer les mérites relatifs d'utiliser les données de l'EPA par rapport aux données du recensement. Lorsque les données de l'EPA sont utilisées, les auteurs obtiennent un coefficient de détermination plus élevé qu'en utilisant les données du recensement. Il semble ainsi qu'utiliser des données renfermant la couverture syndicale, l'ancienneté et la taille de l'employeur explique une partie plus importante de la variation salariale qu'utiliser des données contenant l'appartenance à une minorité visible, la langue maternelle et le statut d'immigrant. En utilisant les données de l'EPA pour 1997, les auteurs estiment une rente (mixte) de 7% pour l'administration fédérale, de 11,4% pour l'administration provinciale, de 10,3% pour les administrations locales, de 6,9% pour le secteur de l'éducation et de 0,8% pour le secteur de la santé.

Mueller (2000) produit la seule étude qui utilise un modèle à effets fixes²² pour analyser l'écart salarial public/privé au Canada. Ce type de modèle contrôle pour les caractéristiques d'un individu non observées dans les données mais qui ont un impact sur sa rémunération (on peut penser ici à l'intelligence, la motivation, l'habileté, ...). La décomposition de Blinder et Oaxaca,

²⁰ Il s'agit d'une moyenne arithmétique des rentes estimées de l'administration fédérale, de l'administration provinciale et de l'administration municipale.

²¹ Ces résultats semblent valider ce qui est avancé par Robinson et Tome (1984).

²² Mueller (2000) présente également 2 catégories distinctes de résultats utilisant la décomposition de Blinder et Oaxaca. Pour la première catégorie de résultats, le statut syndical est exogène. La deuxième catégorie de résultats modélise le statut syndical comme étant endogène (la correction de Heckman est utilisée pour corriger cette endogénéité).

telle qu'utilisée dans la majorité des études canadiennes, peut introduire un biais dans ses résultats due à l'endogénéité potentielle de certaines variables explicatives utilisées. La méthode par effets fixes permet quant à elle d'obtenir une rente sans avoir recours à des résultats potentiellement biaisés. Ainsi, si on juge les caractéristiques inobservables d'un individu déterminant son salaire comme étant fixes dans le temps, le modèle à effets fixes, en s'attardant aux individus changeant d'emploi (particulièrement ceux qui change du même coup de secteur), permet d'estimer la rente du secteur public par rapport au secteur privé. C'est ce que fait Mueller avec les données de l'EA pour les années 1988, 1989 et 1990. On estime une rente positive pour les hommes mais qui n'est pas significativement différente de zéro. La rente pour les hommes n'ayant pas volontairement quitté leur emploi²³ est de +1,4% (erreur type: 2,5%) pour l'administration publique plus²⁴ alors qu'elle est de 2,9% (erreur type: 2,8%) pour l'administration publique. Pour les femmes, cette rente est positive et significative. Pour les femmes n'ayant pas volontairement quitté leur emploi, la rente est de 9,8% (erreur type: 2,7%) pour l'administration publique plus et de 9,4% (erreur type : 2,9%) pour l'administration publique.

Mueller, dans la même étude, estime différentes rentes du secteur public au moyen de la décomposition de Blinder et Oaxaca²⁵. Il obtient une rente de 0,1% et de 3,3% pour les hommes de l'administration publique plus et de l'administration publique. La rente est de 10,4% et de 11,3% pour les femmes de l'administration publique plus et de l'administration publique (la rente est aussi estimée pour différents niveaux d'administration publique - voir tableau IV). On constate ainsi que les résultats du modèle à effets fixes sont comparables aux résultats utilisant la décomposition de Blinder et Oaxaca (si l'on tient compte des erreurs types du modèle à effets fixes²⁶). Il semblerait alors raisonnable de penser que l'utilisation de la décomposition de Blinder et Oaxaca estime de manière précise la rente du secteur public par rapport au secteur privé (en fait, que l'impact de l'endogénéité causée par l'omission de certaines variables est limité (voir section 2.2.3. de ce rapport de recherche)).

²³ Les résultats sont sensiblement les mêmes lorsqu'on inclut tous les changements d'emploi (volontaires et involontaires) au cours de la même période.

²⁴ Ici, l'administration publique plus inclut les salariés de l'administration fédérale, provinciale et municipale ainsi que ceux des industries de la santé et de l'éducation. L'administration publique inclut les salariés de l'administration fédérale, de l'administration provinciale et de l'administration municipale.

²⁵ Cette première catégorie de résultats traite le statut syndical comme exogène.

²⁶ Les erreurs types ne sont présentées que pour le modèle à effets fixes.

Mueller présente également des résultats utilisant la procédure de Heckman pour tenir compte de l'endogénéité potentielle du statut syndical. Il procède par la suite à une décomposition de Blinder et Oaxaca afin d'analyser ces résultats. Ces résultats estiment une rente du secteur public (la seule exception est la rente pour les hommes de l'administration municipale) qui est plus élevée que ce qui avait été estimée avec le statut syndical comme variable exogène. Pour les hommes, Mueller trouve une rente de 0,8% pour l'administration publique plus et de 4,5% pour l'administration publique. Du côté des femmes, il estime une rente de 15,4% pour l'administration publique plus et de 16,3% pour l'administration publique. Ces résultats sont cependant difficilement comparables à ceux obtenus sans correction pour l'endogénéité du statut syndical (présentés dans le précédent paragraphe) puisque les erreurs types de ces résultats ne sont pas présentées dans l'étude. De plus, ces résultats ne correspondent pas aux conclusions des études de Robinson et Tome (1984), Simpson (1985) et Robinson (1985)²⁷; études qui estiment que contrôler pour l'endogénéité du statut syndical réduit (et non augmente) la rente attribuée au secteur public.

MacLean et Vincent (2003) nous offrent les premiers résultats après les vagues de coupures budgétaires gouvernementales des années 1990 au Canada²⁸. Ils utilisent les données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) pour l'année 2000. MacLean et Vincent tentent ici de démontrer à quel point l'estimé généré de la rente du secteur public peut être volatile si l'on varie la modélisation du salaire (par exemple, en incluant ou non le statut syndical comme variable de contrôle) ou si l'on change de méthodologie lors de l'estimation de la rente. Les auteurs comparent les résultats obtenus par MCO (avec différents secteurs gouvernementaux en variables dichotomiques) aux résultats obtenus par décomposition de Blinder et Oaxaca. Les résultats de MacLean et Vincent montrent que de contrôler pour le statut syndical diminue la rente estimée pour les hommes et pour les femmes. Ceci confirme encore une fois ce qui avait été avancé par Robinson et Tome (1984), Simpson (1985) et Robinson (1985). En utilisant le modèle salarial pour lequel ils obtiennent le coefficient de détermination le plus élevé, MacLean et Vincent obtiennent une rente de 5% pour les hommes du secteur public et de 10% pour les

²⁷ Les études de Robinson et Tome (1984), Simpson (1985) et Robinson (1985) ne portent pas directement sur l'écart salarial entre le secteur public et le secteur privé au Canada. On s'y attarde plutôt aux différents facteurs ayant un impact sur le taux de syndicalisation ainsi qu'aux déterminants du différentiel salarial entre milieux syndiqués et non-syndiqués. Ces études concluent (entre autre) que de ne pas contrôler pour le statut syndical biaise l'estimation de la rente du secteur public à la hausse et que de ne pas tenir compte de l'endogénéité du statut syndical surestime également la rente du secteur public.

²⁸ MacLean et Vincent (2003) p.1.

femmes du secteur public lorsque la décomposition de Oaxaca est utilisée²⁹. En comparant les résultats de MacLean et Vincent pour l'année 2000 aux résultats de Mueller³⁰ (2000) qui eux étaient pour 1990, on constate que la rente aurait augmenté de 0,1% à 5% pour les hommes mais serait restée stable (de 10,4% à 10%) pour les femmes et ce, malgré les coupures budgétaires gouvernementales au Canada de 1990 à 2000.

Tiagi (2010) a mené ce qui semble être la dernière étude canadienne examinant le différentiel salarial public/privé (données de l'EPA pour Septembre 2008). Tiagi utilise un modèle d'équations simultanées tenant compte d'un biais de sélection pour le secteur public. Il décompose ensuite ses résultats selon la méthode de Blinder et Oaxaca et obtient une rente pour le secteur public de 5,4% pour les hommes et de 19,8% pour les femmes. Tiagi note que le biais de sélection pour le secteur public est significatif (ceci ne correspond pas aux résultats obtenus par Prescott et Wandschneider (1999)). L'étude de Tiagi nous permet également de constater que l'écart salarial brut entre le secteur public et le secteur privé semble s'être stabilisé à travers le temps. Pour 1990, Mueller (2000) constate un écart salarial brute de 28% pour les hommes et de 54% pour les femmes; en 2008, Tiagi constate un écart salarial brute de 31% pour les hommes et de 51% pour les femmes.

Points saillants de l'ensemble des études canadiennes:

On peut noter certains points marquants de l'ensemble des études canadiennes présentées plus haut. En premier lieu, toutes les études canadiennes trouvent une rente plus élevée pour les femmes que pour les hommes (et ce, depuis le début des années soixante-dix). Certaines études estiment également que l'avantage salarial relié à un emploi dans le secteur public serait plus important pour les emplois les moins bien rémunérés (voir Gunderson, Hyatt et Riddell (2000) et Mueller (1998)). Comme il l'a été mentionné en introduction, Fogel et Lewin (1974) considèrent que l'existence de cette rente résulte du poids électoral important représenté par des emplois publics nécessitant des compétences limitées. D'un autre côté, un nombre important d'études ont noté la possibilité qu'une discrimination du secteur privé envers les femmes relativement plus

²⁹ La rente est estimée à 4,5% pour les hommes et 14% pour les femmes lorsqu'une régression par MCO avec le secteur public en variable dichotomique est utilisée.

³⁰ Mueller (2000) utilise également la couverture syndicale et le plus haut niveau d'éducation atteint dans sa modélisation des salaires. Il utilise par contre une définition différente du secteur public (voir tableau IV).

élevée que dans le secteur public expliquent une partie importante de la rente observée pour les emplois les moins qualifiés (qui sont traditionnellement occupés par des femmes). Gunderson (1979) estime qu'une réduction de la rente du secteur public pourrait être en conflit avec la mission des gouvernements en termes d'équité (entre les femmes et les hommes principalement³¹) et également en termes de redistribution de richesse.

L'importance d'inclure le statut syndical comme variable de contrôle est notée dans plusieurs des études canadiennes. Bien que le coefficient de détermination des différentes régressions estimées pour les études ne soit pas toujours dévoilé, on peut constater dans certaines études qu'une partie significativement plus importante de la variation du salaire est expliquée lorsqu'on utilise le statut syndical comme variable explicative³².

Étant donné la diversité des méthodes économétriques utilisées, il est difficile de comparer l'évolution des rentes estimées par les différentes études canadiennes à travers le temps. Il n'en reste pas moins que si on regarde les résultats des études utilisant le statut syndical comme variable explicative (soit depuis Mueller (1998)), on constate une certaine stabilité dans les résultats pour l'administration publique au sens large. La rente estimée des hommes pour le secteur public est presque nulle ou légèrement positive. La rente des femmes est supérieure et semble tourner autour des 10 à 15% (Tiagi est une exception estimant une rente de près de 20% pour les femmes).

Finalement, comme notre étude se concentre sur les employés du secteur public provincial au Québec, il faut mentionner les deux études de Mueller (1998 et 2000) qui estimaient (pour 1990) des rentes négatives pour les administrations provinciales du côté masculin. Toutefois, des estimés pour l'administration provinciale incluant les secteurs de la santé et de l'éducation ne font pas partis de ces études. Par contre, en comparant les résultats obtenus pour l'administration publique à l'administration publique plus, il est permis de croire que des résultats incluant les

³¹ Les résultats de Prescott et Wandschneider (1999) semblent également démontrer la présence de discrimination envers les immigrants par le secteur privé au Canada.

³² Par exemple, dans Gunderson (2000), on obtient un coefficient de détermination de 0,57 lorsqu'on procède (pour les deux sexes combinés) par MCO (avec secteurs publics en variables dichotomiques) avec les données de l'EA pour 2007 qui incluent le statut syndical. Gunderson obtient un R^2 de 0,35 lorsqu'il procède de la même manière (avec les deux sexes) mais avec les données du recensement de 1996 qui n'inclut pas le statut syndical. Gunderson, Hyatt et Riddell (2000) obtiennent également un R^2 plus élevé lorsqu'ils incluent la couverture syndicale comme variable explicative.

secteurs de la santé et de l'éducation auraient été négatifs. Au Québec, Charest (2003) en venait à une rente de 1,3% pour les hommes de l'administration québécoise plus (l'administration québécoise incluant les secteurs de la santé et de l'éducation) en 2001. Gunderson, Hyatt et Ridell (2000) de leur côté n'estiment pas une rente négative pour les hommes de l'administration provinciale mais une rente négative (-14,2%) pour les hommes du secteur (public) de la santé.

2.0. Méthodologie

2.1. Description de la méthodologie employée

La méthodologie utilisée dans cette étude est la même que celle utilisée par Caroline Charest (2003). Cette méthodologie est aussi sensiblement la même que celle employée par la forte majorité³³ des études canadiennes portant sur le différentiel salarial public/privé.

La décomposition de Blinder et Oaxaca s'appuie sur la théorie du capital humain. Le capital humain représente l'ensemble des ressources productives associées à un individu (on peut penser ici au savoir, à l'intelligence ou à la santé par exemple). Selon le modèle néo-classique de détermination des salaires, la rémunération accordée à un individu est égale au produit marginal, pour l'employeur, relié à l'embauche de celui-ci. Par conséquent, la rémunération d'un individu est directement influencée par les caractéristiques productives qui lui sont associées³⁴. On peut donc modéliser par l'équation (1) le salaire d'un individu de la façon suivante:

$$\ln Y_{ia} = \alpha_a + X_{ia} \beta_a + \varepsilon_{ia} \quad (1)$$

$\ln Y_{ia}$ est le logarithme³⁵ du salaire (Y) de l'individu i appartenant au groupe a . X_{ia} est un vecteur (1 x n) composé des n caractéristiques identifiées comme représentantes de la productivité associée à cet individu. β_a est un vecteur (n x 1) de coefficients de rémunération représentant la valeur accordée par l'employeur aux différentes caractéristiques productives des membres du groupe a . La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) est utilisée afin d'estimer le vecteur β_a au moyen d'un échantillon d'individus du groupe a .

³³ Les exceptions sont le modèle à effets fixes de Mueller (2000) ou la régression avec le secteur public en variable dichotomique estimée par MCO de Gunderson, Hyatt et Riddell (2000). Notons que cette dernière modélisation ne permet pas aux coefficients de rendement des caractéristiques de varier d'un groupe à l'autre (i.e. du secteur public au secteur privé) ce que permet la décomposition de Blinder-Oaxaca.

³⁴ Cette théorie est contestée dans certains cercles économiques; voir théorie du salaire d'efficience par exemple.

³⁵ Il existe une panoplie de recherches empiriques qui démontrent que la spécification du logarithme du salaire comme variable indépendante correspond à la modélisation la plus juste quand il s'agit de régression par rapport au capital humain. Grossbard, S. (2006) Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics. Springer. p.130.

Comme l'équation (1) est estimée par MCO, la moyenne du logarithme du salaire pour le groupe a devient:

$$\overline{\ln Y_a} = \overline{X_a} \beta_a \quad (2)$$

où $\overline{\ln Y_a}$ est la moyenne des logarithmes du salaire horaire moyen du groupe a et $\overline{X_a}$ est un vecteur (1 x n) des n caractéristiques moyennes pour le groupe a .

Ainsi, si nous cherchons à comparer les différences entre les moyennes des logarithmes de salaire pour le groupe a et le groupe b , nous obtenons la décomposition de Blinder et Oaxaca (à partir de l'équation (2)):

$$\begin{aligned} \overline{\ln Y_a} - \overline{\ln Y_b} &= \overline{X_a}' \beta_a - \overline{X_b}' \beta_b \\ \overline{\ln Y_a} - \overline{\ln Y_b} &= \overline{X_a}' \beta_a - \overline{X_b}' \beta_b + \overline{X_a}' \beta_b - \overline{X_a}' \beta_b \\ \overline{\ln Y_a} - \overline{\ln Y_b} &= (\overline{X_a}' - \overline{X_b}') \beta_b + \overline{X_a}' (\beta_a - \beta_b) \end{aligned} \quad (3)$$

Initialement développée dans le but d'estimer l'ampleur de la discrimination envers les femmes et les afro américains sur le marché du travail aux États-Unis, la décomposition de Blinder (1973) et Oaxaca (1973) permet de catégoriser la différence entre les salaires moyens de deux groupes en deux parties distinctes. Il y a la partie "expliquée" où l'écart salarial s'explique par la différence en termes des caractéristiques d'un groupe par rapport à un autre (pensons au fait que les femmes avaient en moyenne moins d'expérience de travail que les hommes dans les années 60³⁶). La partie "expliquée" est représentée par le terme de gauche de la partie droite de l'équation (3) soit $(\overline{X_a}' - \overline{X_b}') \beta_b$.

Il y a également la partie "inexpliquée" représentée par le terme de droite de la partie droite de l'équation (3) soit $\overline{X_a}' (\beta_a - \beta_b)$. La partie "inexpliquée" résulte de la différence entre le logarithme moyen des rémunérations observées pour le groupe a et le logarithme moyen qui

³⁶ Oaxaca (1973), p. 707.

serait observé si les caractéristiques moyennes du groupe a étaient rémunérées selon les mêmes coefficients que le groupe b . Pour illustrer ceci, on peut d'ailleurs réécrire la partie "inexpliquée" de la manière suivante:

$$\bar{X}_a'(\beta_a - \beta_b) = X_a'\beta_a - X_a'\beta_b = \overline{\ln Y}_a - \bar{X}_a'\beta_b \quad (4)$$

Dans la littérature académique, on réfère souvent à la partie "inexpliquée" de la décomposition de Blinder et Oaxaca comme étant de la discrimination lorsque l'on compare deux groupes de différents sexes. Dans le cadre de ce rapport de recherche, la rémunération des salariés de l'administration québécoise est comparée à la rémunération de salariés d'autres catégories d'employeurs au Québec. La partie inexpliquée permet alors de répondre à la question: "Quel serait l'avantage ou le désavantage salarial moyen des employés de l'administration québécoise s'ils étaient rémunérés pour leurs caractéristiques productives selon la rémunération observée dans un autre secteur d'activités?". Tout au long de ce travail, nous référerons à la réponse à cette question comme étant la rente (qu'elle soit positive ou négative) des salariés de l'administration québécoise.

2.1.1. Décomposition de Blinder et Oaxaca et l'approche par emplois repères

On peut noter que l'estimation de la rente par décomposition de Blinder et Oaxaca permet de répondre sensiblement à la même question que se pose l'étude annuelle de l'ISQ présentée dans la section 1.1. L'étude de l'ISQ commence par comparer un panier d'emplois jugés similaires entre l'administration québécoise et les autres secteurs d'activités au Québec en espérant que les résultats de cette comparaison pour l'échantillon choisi s'étendent à l'ensemble des emplois de l'administration québécoise³⁷. Cette étude choisit des emplois similaires puisqu'elle veut contrôler pour les compétences ou ce qui est exigé des salariés lorsqu'elle compare leurs rémunérations; elle veut en fait contrôler pour les caractéristiques reliées à un emploi (caractéristiques qui sont

³⁷ L'étude de l'ISQ espère que l'échantillon d'emplois choisis représente bien le secteur de l'administration québécoise et que les emplois utilisés comme comparables représentent bien la rémunération qui est accordée pour ces emplois dans le secteur auquel l'administration québécoise est comparée.

directement reliées à la productivité associée à cet emploi³⁸). La présente méthodologie suit une approche similaire en identifiant des caractéristiques moyennes représentant la productivité associée à un groupe et en comparant la rémunération qu'obtiendraient celles-ci chez un autre employeur à ce qui est obtenu en ayant comme employeur le gouvernement du Québec. En résumé, les deux études veulent comparer la rémunération des salariés de l'administration québécoise à d'autres secteurs d'activités au Québec tout en contrôlant pour les différences entre les emplois qui caractérisent ces secteurs.

2.2. Commentaires quant à la méthodologie employée dans ce rapport de recherche

2.2.1. Autre décomposition

Une décomposition plus raffinée de l'équation (3) plus haut existe³⁹ et consiste en l'équation (5) ci-dessous:

$$\overline{\ln Y}_a - \overline{\ln Y}_b = (\overline{X}'_a - \overline{X}'_b)\beta^* + \overline{X}'_a(\beta_a - \beta^*) + \overline{X}'_b(\beta^* - \beta_b) \quad (5)$$

où $(\overline{X}'_a - \overline{X}'_b)\beta^*$ est la partie "expliquée" et $\overline{X}'_a(\beta_a - \beta^*) + \overline{X}'_b(\beta^* - \beta_b)$ est la partie "inexpliquée" de la différence de rémunération entre les groupes a et b . β^* est un vecteur de coefficients "non discriminatoires".

Dans le cadre de ce rapport de recherche, l'utilisation de cette équation ne serait pas appropriée. Comme mentionné à la section 2.1.1. de ce rapport de recherche, le but de ce rapport de recherche est de comparer la rémunération des salariés de l'administration québécoise à la rémunération prévalant pour d'autres secteurs d'activités au Québec tout en contrôlant pour les différences entre les individus et les emplois qui caractérisent ces secteurs. L'utilisation de différentes méthodes³⁸ afin d'estimer β^* équivaldrait à porter un jugement quant aux facteurs de

³⁸ Les critères d'appariement pour l'étude de l'ISQ "reposent sur le sommaire ou la description générale de l'emploi, les conditions de pratique, la nature et la complexité des tâches, les niveaux de responsabilité et de surveillance exercés et reçus, le niveau de scolarité et d'expérience exigés." Institut de la Statistique du Québec, "Rémunération des Salariés. État et Évolution comparés 2010", p.27.

³⁹ Voir Reimer (1983), Neumark (1988) et Cotton (1988).

rémunération qui devraient prévaloir au Québec pour certaines caractéristiques reliées à un salariés (estimer β^* reviendrait à déterminer comment ces caractéristiques devraient être rémunérées au Québec; ceci est hors du mandat de ce rapport de recherche).

2.2.2. Possibilité de discrimination envers les femmes

Quand il s'agit de comparer la rémunération de l'administration québécoise aux autres secteurs d'activités au Québec en utilisant des données pour les deux sexes confondus, il faut être prudent quant à l'interprétation des résultats. Plusieurs études⁴⁰ démontrent la présence de discrimination envers les femmes sur le marché du travail au Canada. Toutes les études canadiennes présentées dans la section 1.3. trouvent une rente plus importante pour les femmes que pour les hommes lorsqu'on compare la rémunération du secteur public à la rémunération du secteur privé. Il est donc possible qu'une discrimination envers les femmes relativement plus importante dans le secteur privé que dans les différents secteurs publics au Québec explique (peut-être entièrement ou en partie) des résultats (utilisant des données agrégées pour les deux sexes) qui estimeraient une rente pour l'administration québécoise par rapport au secteur privé⁴¹.

La section 4.2. plus bas présente des résultats séparément pour les deux sexes qui comparent l'administration québécoise (incluant les secteurs de l'éducation et de la santé) au secteur privé, aux autres secteurs publics québécois et à l'administration ontarienne. La possibilité de discrimination envers les femmes sera brièvement explorée dans cette section.

2.2.3. Endogeneité

Comme il l'a été mentionné dans la section 2.1., la théorie économique veut que la productivité d'un individu influence la rémunération qui lui est accordée. Des facteurs tels que la motivation, l'intelligence ou la santé d'un individu auraient donc un impact sur sa rémunération mais seraient difficilement directement observables. Ici, nous tentons de capturer l'effet de ces facteurs en

⁴⁰ Référence Ouimet (2010)

⁴¹ Si, par exemple, le secteur privé discrimine systématiquement et négativement envers les femmes (une partie importante des salariés de ce secteur) mais rémunère les hommes comme ceux du secteur public, il est donc normal d'estimer que les salariés du secteur public bénéficient d'une rente en utilisant la décomposition de Blinder et Oaxaca avec des données pour les deux sexes confondus.

utilisant une panoplie de variables explicatives qui seront présentées dans la section 3.3. Par contre, il n'en reste pas moins que certaines variables inobservables sont omises de la régression estimée. Il existe donc une possibilité que l'impact de ces variables inobservables omises ne soient pas entièrement "reflété" par les variables explicatives utilisées. Si les variables explicatives utilisées sont corrélées avec des variables omises qui demeurent pertinentes, il y a un problème d'endogénéité lorsqu'on estime la régression du logarithme du salaire.

L'étude de Mueller (2000) peut nous laisser croire que l'impact d'une telle endogénéité serait négligeable. En effet, celui-ci estime la rente salariale de plusieurs manières. Il utilise de façon indépendante la décomposition de Blinder et Oaxaca et un modèle à effets fixes afin d'estimer la rente du secteur public par rapport au secteur privé et ce pour la même période. Le modèle à effets fixes élimine le problème de variables omises et d'endogénéité préalablement mentionné. Mueller trouve des rentes entre le secteur public et le secteur privé qui ne sont pas statistiquement différentes de celles estimées par décomposition de Blinder et Oaxaca⁴² et celles estimées par un modèle à effets fixes⁴³. En étendant cette logique à la province de Québec pour 2010, il semble donc raisonnable de penser qu'un problème potentiel d'endogénéité avec l'équation (1) plus haut ne biaiserait pas l'estimation de la rente de manière significative dans notre étude. La présente recherche n'appliquera donc pas de correction pour la possible endogénéité des variables explicatives utilisées⁴⁴.

2.2.4. Biais de sélection

La présence d'un biais de sélection (pour le secteur d'activités) lorsque les régressions du logarithme du salaire sont estimées est une possibilité ici. En effet, seules les observations pour

⁴² Avec le statut syndical comme variable exogène.

⁴³ Mueller trouve une rente de 0,1% et de 3,3% pour les hommes de l'administration publique plus et de l'administration publique en utilisant la décomposition de Blinder et Oaxaca. Pour les femmes, ces rentes sont respectivement estimées à 10,4% et 11,3% selon la décomposition de Blinder et Oaxaca. Pour ce qui est du modèle à effets fixes, Mueller estime une rente de 1,4% pour les hommes de l'administration publique plus avec une erreur type de 2,5%. Cette rente est de 2,9% (erreur-type: 2,8%) pour les hommes de l'administration publique. Pour les femmes, c'est une rente de 9,8% (erreur-type: 2,7%) et de 9,4% (erreur-type: 2,9%) pour l'administration publique plus et l'administration publique qui est estimée avec le modèle à effets fixes. On constate donc que les résultats du modèle à effets fixes ne sont pas statistiquement différents (à 90%) des résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca.

⁴⁴ Mueller (1998) corrigeait pour l'endogénéité du statut syndical mais trouvait des résultats contraires aux résultats de recherches précédentes (voir partie "revue de la littérature). Prescott et Wandschneider (1999) quant à eux tenaient compte de l'endogénéité du statut de l'emploi (temps plein/temps partiel).

les individus ayant choisi d'être salariés dans un secteur d'activités sont utilisées. Ceci peut causer un biais dans le vecteur de coefficients de rémunération estimé pour un secteur d'activités et ainsi invalider nos résultats lorsque la décomposition de Blinder et Oaxaca est utilisée.

Prescott et Wandschneider (1999) ne trouvent pas d'évidence quant à la présence d'un biais de sélection pour les secteurs d'activités dans leurs données alors que Tiagi (2010) inclut un biais de sélection lorsqu'il modélise le logarithme du salaire.

Nous avons tenté de corriger pour ce biais de sélection lorsque nous estimons le vecteur des coefficients de rémunération. La procédure suivie et les résultats obtenus sont détaillés en Appendice. Malheureusement, les résultats obtenus (des rentes exagérées, parfois supérieures à 100%) nous amènent à conclure que le modèle probit avec correction de Heckman pour corriger le biais de sélection ne produit pas un estimé valable de la probabilité réelle de sélection pour certains secteurs d'activités.

3. Données, population et variables de contrôle

3.1. Données utilisées et population à l'étude.

Les données utilisées proviennent de l'*Enquête sur la population active* (EPA) effectuée par Statistique Canada en Novembre 2010. L'EPA est une enquête mensuelle auprès d'environ 100,000 personnes. Les données de l'EPA sont utilisées pour produire le taux de chômage ainsi que plusieurs autres mesures reliées au marché du travail au Canada. L'échantillon utilisé dans cette enquête est représentatif de la population canadienne civile non institutionnalisée de 15 ans et plus. Initialement, au mois de Novembre 2010, l'enquête contenait 18,086 observations pour le Québec et 30,430 observations pour l'Ontario. De l'échantillon initial, les observations pour les inactifs, les chômeurs et les travailleurs familiaux non rémunérés ont été exclues (ceux-ci ne recevant pas de salaires). Les travailleurs indépendants ont également été exclus, l'EPA ne contenant pas d'information quant à leur rémunération. À l'instar de Charest (2003), les salariés gagnant moins de 4\$⁴⁵ de l'heure ont également été exclus de l'échantillon utilisé⁴⁶. Suite à ces manipulations, nous nous retrouvons avec un échantillon de 9,010 personnes au Québec et 15,106 en Ontario.

3.2. Avantages et inconvénients des données de l'EPA.

Robinson et Tome (1984), Simpson (1985), Robinson (1985), Gunderson, Hyatt et Riddell (2000) et MacLean et Vincent (2003) ont tous noté l'importance d'inclure le statut syndical comme variable explicative dans la régression du logarithme du salaire⁴⁷. L'EPA nous donne accès à ces données. De plus, les données de l'EPA contiennent une variable permettant d'identifier directement si un salarié est employé dans le secteur public ou dans le secteur privé. Les données salariales de l'EPA consistent aussi en un taux horaire permettant ainsi une comparaison plus appropriée de la rémunération que certaines autres sources de données.

⁴⁵ De façon arbitraire, une borne minimale de 4\$ de l'heure est imposée. On juge que des salaires inférieurs à cette borne pourraient être dus à des erreurs de mesure.

⁴⁶ Notons également que contrairement à Charest (2003), les employés des industries agricole et forestière, de la chasse et de la pêche, de l'extraction minière, pétrolière et du gaz n'ont pas été exclus de la présente étude. Comme il l'a été noté précédemment, une critique de l'étude de l'ISQ est d'exclure des parties importantes de la main d'œuvre québécoise. Le présent rapport de recherche se veut le plus inclusif possible.

⁴⁷ Voir partie section 1. Revue des écrits pour plus de détails.

Alternativement, d'autres sources de données auraient pu être utilisées pour ce rapport de recherche. Il y a notamment le recensement canadien, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC). Ici, l'EPA a été préférée au recensement parce que des données concernant le statut syndical ne sont pas disponibles dans ce dernier. Le recensement contient également des données pour la rémunération hebdomadaire des salariés (comme noté plus haut, le taux horaire de l'EPA nous apparaît comme une meilleure mesure de la rémunération). L'EDTR quant à elle ne permet pas d'identifier facilement le pallier de gouvernement (fédéral, provincial et local) auquel appartient un salarié du secteur public (ce qui est nécessaire pour le sujet de notre rapport de recherche). De plus, l'EDTR contient environ la moitié moins d'observations que l'EPA pour un mois donné. Pour ce qui est de l'EFC, cette enquête ne contient pas de données nous renseignant sur le statut syndical des salariés.

3.3. Secteurs d'activités

Nous utilisons le terme "secteur d'activités" afin de référer aux grandes catégories d'employeurs qui existent au Québec et à deux grandes catégories d'employeurs qui existent en Ontario. Ici, nous définissons les secteurs d'activités qui sont utilisés dans ce rapport de recherche.

L'administration québécoise plus (AQP) est le secteur d'activités correspondant de plus près à la définition de l'administration québécoise dans l'étude annuelle de l'ISQ (voir section 1.1.). Ce secteur d'activités contient tous les salariés identifiés comme faisant partie de l'industrie "administration provinciale" au Québec ainsi que les salariés classifiés comme "employé public" travaillant dans les industries des "services d'éducation" et des "soins de santé et services sociaux"⁴⁸ dans l'EPA de Novembre 2010. Il s'agit de la définition correspondant le plus à l'ensemble des salariés du gouvernement du Québec et celle sur laquelle ce rapport de recherche mettra l'emphase lorsque l'administration québécoise sera comparée à d'autres secteurs d'activités.

⁴⁸ Le système de santé et l'éducation sont identifiés comme des compétences provinciales par la Constitution canadienne de 1867.

L'administration fédérale au Québec (AFQ) correspond aux employés faisant partie de l'industrie "administration fédérale" au Québec alors que l'administration municipale au Québec (AMQ) correspond aux employés identifiés comme faisant partie de l'industrie "administration locale" au Québec dans l'EPA de Novembre 2010. Le secteur quasi public au Québec (SQPQ) correspond à tous les salariés québécois classifiés comme "employé public" mais n'appartenant pas aux industries "administration provinciale", "administration fédérale", "administration locale", "services d'éducation" et "soins de santé et services sociaux"⁴⁹. Il est impossible de savoir quel pallier de gouvernement (fédéral, municipal ou provincial) rémunère ces employés.

Le secteur privé au Québec (SPQ) correspond quant à lui aux salariés québécois classifiés comme étant "employé privé" par l'EPA de Novembre 2010.

L'administration québécoise (AQ) représente seulement les employés identifiés comme faisant partie de l'industrie "administration provinciale" dans l'EPA de Novembre 2010. Il s'agit d'une sous-catégorie de l'AQP et ne représente que 13% de celle-ci.

Le secteur "autres salariés" au Québec (ASQ) représente tout salarié québécois ne faisant pas parti de l'AQP (il s'agit de l'agrégation du SPQ, de l'AFQ, de l'AMQ et de SQPQ). Le secteur "autres publics" au Québec (APUQ) représente tous les salariés œuvrant dans le secteur public mais qui ne font pas parti de l'AQP (il s'agit de l'agrégation de l'AFQ, de l'AMQ et du SQPQ).

Finalement, l'administration ontarienne (AO) et l'administration ontarienne plus (AOP) utilisent les mêmes critères que l'AQ et l'AQP mais avec des données de l'Ontario.

⁴⁹ On peut noter que 23% des salariés du SQPQ au Québec font parti de l'industrie de la production d'énergie (on peut penser à Hydro-Québec), 34% sont dans l'industrie des transports (on peut penser aux différentes sociétés de transport en commun) et 21% dans l'industrie de l'information, culture et récréation (on peut penser à Radio-Canada et à Télé-Québec).

3.4. Variable dépendante et variables de contrôle

L'équation (6) suivante est estimée par MCO pour chacun des secteurs d'activités :

$$\begin{aligned} \log(\text{salaire}_i) = & \beta_0 + \beta_1 \text{ homme}_i + \beta_2 \text{ âge}(25-29)_i + \beta_3 \text{ âge}(30-34)_i + \beta_4 \text{ âge}(35-39)_i + \beta_5 \text{ âge}(40-44)_i \\ & + \beta_6 \text{ âge}(45-49)_i + \beta_7 \text{ âge}(50-54)_i + \beta_8 \text{ âge}(55-59)_i + \beta_9 \text{ âge}(60-64)_i + \beta_{10} \text{ âge}(65\text{-plus})_i \\ & + \beta_{11} \text{ marié/vie commune}_i + \beta_{12} \text{ divorcé/séparé/veuf}_i + \beta_{13} \text{ études secondaires}_i + \beta_{14} \text{ études post secondaires partielles}_i \\ & + \beta_{15} \text{ études post secondaires}_i + \beta_{16} \text{ baccalauréat}_i + \beta_{17} \text{ diplôme 2ième ou 3ième cyle}_i + \beta_{18} \text{ durée 7 à 12 mois}_i \\ & + \beta_{19} \text{ durée 1 à 5 ans}_i + \beta_{20} \text{ durée 6 à 10 ans}_i + \beta_{21} \text{ durée 11 à 20 ans}_i + \beta_{22} \text{ durée 20 ans ou plus}_i \\ & + \beta_{23} \text{ emploi temps plein}_i + \beta_{24} \text{ couverture syndicale}_i + \beta_{25} \text{ professionnel}_i + \beta_{26} \text{ personnel de bureau}_i \\ & + \beta_{27} \text{ santé et éducation}_i + \beta_{28} \text{ vente, hotellerie et restauration}_i + \beta_{29} \text{ protection} + \beta_{30} \text{ col bleu}_i \\ & + \beta_{31} \text{ région métropolitaine (Montréal/Toronto)}_i + \beta_{32} \text{ emploi saisonnier ou contractuel}_i \\ & + \beta_{33} \text{ emploi occasionnel}_i + \beta_{34} \text{ taille firme (20 à 99 employés)}_i + \beta_{35} \text{ taille firme (100 à 500 employés)}_i \\ & + \beta_{36} \text{ taille firme (plus de 500 employés)}_i + \mathcal{E}_i \end{aligned} \quad (6)$$

La variable dépendante est le logarithme du salaire. Le salaire est défini par Statistique Canada comme le salaire horaire habituel (y compris les pourboires et les commissions, avant impôts et autres déductions) identifié par les répondants.

Pour ce qui est des variables indépendantes, elles sont toutes sous forme dichotomique. Il y a 11 catégories de variables explicatives qui sont utilisées dans la régression du logarithme du salaire horaire. Ces catégories de variables explicatives font normalement consensus dans la littérature académique comme renfermant de l'information pertinente quant à la rémunération d'un salarié. L'âge et l'ancienneté estimeraient l'expérience de travail d'un salarié (qui est à son tour relié à sa productivité). Ainsi, comme la variable de référence pour l'âge est le groupe des 15 à 23 ans et pour l'ancienneté le groupe des 6 mois et moins, nous nous attendons à des coefficients positifs et croissants de β_2 à β_{10} et de β_{18} à β_{22} . L'éducation serait principalement reliée au savoir spécifique d'un individu mais aussi à son intelligence, ses capacités d'apprentissage ou à sa motivation. Comme le groupe de référence dans cette catégorie renferme les salariés avec le moins

d'éducation (éducation primaire ou secondaire partiel), nous nous attendons aussi à des coefficients positifs et croissants de β_{13} à β_{17} . Quand on regarde la couverture syndicale, le statut de l'emploi (temps partiel/temps plein), la taille de la firme et le type d'emploi, il s'agirait tous de signaux quant à la productivité d'un individu. Par exemple, la taille de la firme est souvent associée à sa profitabilité et à sa visibilité. Celle-ci a par conséquent la capacité de choisir les individus qu'elle identifie comme étant les plus productifs. Le groupe de référence ici est celui renfermant les entreprises de plus petites tailles, nous nous attendons à des coefficients positifs et croissants de β_{34} à β_{36} . Un argument comparable peut être avancé pour le type d'emploi (les emplois permanents sont offerts aux gens les plus productifs), le statut d'emploi (les emplois à temps plein sont offerts aux gens les plus productifs) et la couverture syndicale (dû aux avantages d'être couvert par une convention collective, l'offre de travail est très forte pour les employeurs offrant la possibilité d'être syndiqué et ceux-ci ont par conséquent le pouvoir de choisir les employés les plus productifs⁵⁰). Pour chacune de ces catégories, les groupes de références sont respectivement "emploi permanent", "emploi temps partiel" et "non couvert par une convention collective". Nous nous attendons à des coefficients positifs pour β_{23} et β_{24} et des coefficients négatifs pour β_{32} et β_{33} . Le type d'occupation (catégorie elle-même divisée en 6 catégories d'emploi que sont les cadres, le personnel de bureau, la santé /éducation, la vente/hôtellerie/restauration, la protection et les cols bleus) nous renseigne sur la productivité qui est demandée par l'emploi occupé. La variable omise ici est la catégorie "cadre". Nous nous attendons à des coefficients négatifs pour β_{26} et β_{28} alors que nous sommes incertains quant aux coefficients β_{25} , β_{27} et β_{29} . Le statut matrimonial est aussi relié à la rémunération dans la littérature académique. De Singly (1982) réfère à un effet ambivalent selon le sexe. Cet effet pourrait être en relation avec des préférences ou motivations (qui ont par la suite un impact sur la productivité) reliées au genre de la personne⁵¹. Ainsi, le fait d'être marié ou en union de fait aurait un impact positif sur la rémunération des hommes et négatif sur la rémunération des femmes. Ainsi, nous nous attendons à des coefficients incertains pour β_{11} et β_{12} lorsque la régression utilise un échantillon mixte. Par contre, lorsque la régression est estimée pour les hommes seulement (sans

⁵⁰ Bien sûr, plusieurs autres éléments non reliés à la productivité expliquant l'impact de la couverture syndicale sur la rémunération ont été identifiés. Par exemple, Fogel et Lewin (1974) identifient l'impact des syndicats sur l'offre de travail et leur pouvoir de négociation. Ici, comme nous cherchons à comparer la rémunération entre secteurs pour des individus de mêmes caractéristiques, l'explication dans le texte qui veut que la couverture syndicale renferme un signal quant à la productivité d'un individu est donc retenue (le statut syndical est donc exogène dans notre modélisation du salaire).

⁵¹ Modèle social où les femmes en couple sont incitées à se concentrer sur la famille alors que les hommes sont incités à devenir les pourvoyeurs financiers de l'unité familiale.

la variable dichotomique "homme"), nous nous attendons à un coefficient positif pour β_{11} et incertain pour β_{12} . Dans le cas où la régression est estimée pour les femmes seulement (sans la variable dichotomique "homme"), nous nous attendons à un coefficient négatif pour β_{11} et incertain pour β_{12} . Le sexe représente une variable explicative plus controversée. Si l'on met de côté la discrimination dont peuvent faire preuve certains employeurs envers les femmes, le sexe peut nous renseigner quant à l'expérience (pour un âge donné, les femmes tendent à avoir moins d'expérience de travail qu'un homme) ou les préférences (qui par conséquent ont un impact sur la productivité au travail) d'un salarié. La variable dichotomique de référence étant le sexe "féminin", nous nous attendons à un coefficient β_1 positif. Comme noté dans la section 2.2.2. plus haut, il faut faire preuve de prudence dans l'interprétation du coefficient β_1 car celui-ci risque de refléter une certaine discrimination (une différence de salaire non expliquée par les caractéristiques de l'employé ou de l'emploi) envers les femmes. La variable dichotomique pour la région urbaine de Montréal contrôle quant à elle pour des différences nominales entre le salaire des différentes régions du Québec par rapport à la région de Montréal. La variable de référence est la catégorie "hors de la région urbaine de Montréal"; nous nous attendons à un coefficient β_{31} positif.

Il est important de noter l'importance d'identifier chaque variable de l'équation (6) plus haut lors de l'estimation de celle-ci par MCO. Si une catégorie (c'est-à-dire une variable explicative de l'équation (6)) n'est pas représentée dans un secteur d'activités, ceci nous amènerait à estimer que la rémunération associée à cette catégorie (en termes de log) est la même que celle associée au groupe de référence. Les coefficients estimés seraient donc erronés et ceci aurait pour effet d'invalider les résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca qui en résultent. Cette constatation a quelques impacts sur notre méthodologie. Nous utilisons moins de variables explicatives que ne l'utilisait Charest (2003). Nous n'avons que 36 variables explicatives dans l'équation (6) plus haut alors que Charest en avait 41 dans son rapport de recherche⁵². Nous avons ainsi 2 catégories de variables explicatives de moins au niveau des types d'occupation, 1 catégorie de variables explicatives de moins au niveau de l'âge, 1 catégorie de variables explicatives de moins au niveau du statut marital, 1 catégorie de variables explicatives de moins

⁵² L'impact au niveau des coefficients de détermination semble limité. Charest (2003) obtient des coefficients de détermination variant entre 0,4759 et 0,7018. Les coefficients de détermination en annexe A varient entre 0,3826 et 0,5858 pour notre rapport de recherche.

au niveau de l'éducation et 1 catégorie de variables explicatives de moins au niveau du type d'emploi.

3.5. Statistiques descriptives

3.5.1. Statistiques descriptives par province

Le tableau V en annexe A (afin d'alléger le texte) nous donne la répartition⁵³ de notre échantillon de salariés pour le Québec et l'Ontario selon le secteur d'emplois ainsi que selon les 11 catégories de variables explicatives utilisées dans notre étude. Ainsi, par exemple, on compte environ 75% des salariés au Québec travaillant dans le secteur privé contre 25% dans le secteur public.

Nous pouvons d'ailleurs remarquer certaines différences intéressantes entre le Québec et l'Ontario. Premièrement, les salaires sont en moyenne plus élevés en Ontario (23,59\$ de l'heure contre 21,38\$; une différence non négligeable de 10%). On remarque également qu'une portion significativement plus importante des salariés est syndiquée au Québec qu'en Ontario (environ 40% au Québec contre 28% en Ontario). Au niveau de l'éducation, on retrouve une proportion plus élevée de salariés avec un diplôme universitaire en Ontario qu'au Québec (28,8% en Ontario contre 23,3% au Québec). Bien qu'une partie de cette différence puisse être expliquée par les différences entre les systèmes d'éducation entre les deux provinces⁵⁴, il n'en reste pas moins qu'au niveau du cycle supérieur (M.Sc., Ph.D.), on peut noter que l'Ontario retrouve 9,6% de sa main d'œuvre dans cette catégorie contre 6% au Québec. La présence d'Ottawa (capitale fédérale) en Ontario explique certainement une partie de cet écart; l'administration fédérale étant un employeur important pour ce type de main d'œuvre. Au niveau des différences culturelles, on peut noter (bien qu'on ne puisse l'observer dans le tableau V) qu'au Québec c'est 31% des salariés qui sont mariés contre 29% qui vivent en union de fait. Pour l'Ontario, c'est 53% des salariés qui sont mariés et 9% qui vivent en union de fait.

⁵³ Notons ici que cette répartition tient compte des poids attribués aux différentes observations dans l'EPA.

⁵⁴ Sans connaître les détails quant à la classification, nous estimons qu'il est possible que les différences entre les systèmes d'éducation des deux provinces (avec le CEGEP au Québec) biaisent la classification du niveau maximal d'éducation pour certaines formations vers "études post secondaire" au Québec plutôt que le "baccalauréat" qui serait enregistré en Ontario.

Tableau VI - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur d'activités, Québec et Ontario (partiel), Novembre 2010

	Administration québécoise plus (AQP) (Québec)	Administration provinciale (AQ) (Québec)	Autres salariés (ASQ) (Québec)	Privé (SPQ) (Québec)	Administration municipale (AMQ) (Québec)	Administration fédérale (AFQ) (Québec)	Quasi public (SQPQ) (Québec)	Administration ontarienne plus (AOP) (Ontario)	Administration ontarienne (AO) (Ontario)
nombre d'observations	1 575	205	7 435	6 587	188	311	349	2 462	231
salaires horaires moyens	26,44	25,86	20,38	19,61	25,61	29,54	26,87	31,25	34,07
logarithme du salaire horaire	3,202	3,184	2,903	2,868	3,152	3,306	3,213	3,352	3,440
femmes	0,722	0,575	0,454	0,457	0,396	0,590	0,351	0,727	0,544
hommes	0,278	0,425	0,546	0,543	0,604	0,410	0,649	0,273	0,456
15-24 ans	0,075	0,069	0,180	0,192	0,082	0,082	0,053	0,055	0,021
25-29 ans	0,118	0,151	0,111	0,110	0,103	0,142	0,131	0,103	0,071
30-34 ans	0,121	0,098	0,111	0,115	0,102	0,102	0,047	0,134	0,170
35-39 ans	0,114	0,104	0,094	0,095	0,117	0,082	0,085	0,125	0,078
40-44 ans	0,139	0,123	0,109	0,105	0,166	0,153	0,122	0,106	0,127
45-49 ans	0,137	0,144	0,122	0,120	0,092	0,129	0,172	0,151	0,124
50-54 ans	0,157	0,177	0,122	0,113	0,203	0,202	0,195	0,132	0,159
55-59 ans	0,097	0,101	0,088	0,087	0,070	0,087	0,123	0,111	0,145
60-64 ans	0,034	0,026	0,047	0,048	0,038	0,020	0,044	0,061	0,086
65 ans et plus	0,008	0,007	0,016	0,015	0,027	0,002	0,028	0,020	0,019
célibataires	0,222	0,211	0,325	0,336	0,250	0,221	0,201	0,195	0,178
mariés/union de fait	0,687	0,666	0,594	0,587	0,612	0,704	0,658	0,714	0,649
divorcés/séparés/veufs	0,091	0,123	0,081	0,077	0,137	0,075	0,141	0,091	0,173
éducation primaire ou études secondaires partielles	0,021	0,018	0,137	0,147	0,027	0,034	0,066	0,020	0,031
études secondaires	0,081	0,087	0,160	0,162	0,084	0,150	0,164	0,090	0,089
études post secondaires partielles	0,034	0,068	0,082	0,086	0,031	0,045	0,063	0,045	0,083
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,410	0,443	0,431	0,428	0,624	0,364	0,439	0,323	0,349
université - baccalauréat	0,327	0,269	0,143	0,135	0,176	0,276	0,200	0,300	0,288
université - cycles supérieurs	0,128	0,115	0,046	0,042	0,058	0,131	0,067	0,221	0,160
durée de l'emploi: 1 à 6 mois	0,092	0,108	0,144	0,154	0,053	0,042	0,076	0,076	0,067
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,043	0,067	0,089	0,093	0,076	0,047	0,046	0,026	0,031
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,302	0,368	0,359	0,369	0,233	0,358	0,231	0,280	0,272
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,192	0,128	0,151	0,146	0,211	0,208	0,184	0,218	0,194
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,174	0,172	0,123	0,117	0,223	0,157	0,169	0,193	0,202
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,198	0,156	0,134	0,121	0,204	0,189	0,294	0,208	0,234

	(suite...) Administration québécoise plus (AQP) (Québec)	(suite...) Administration provinciale (AQ) (Québec)	(suite...) Autres salariés (ASQ) (Québec)	(suite...) Privé (SPQ) (Québec)	(suite...) Administration municipale (AMQ) (Québec)	(suite...) Administration fédérale (AFQ) (Québec)	(suite...) Quasi public (SQPQ) (Québec)	(suite...) Administration ontarienne plus (AOP) (Ontario)	(suite...) Administration ontarienne (AO) (Ontario)
temps partiel	0,229	0,086	0,198	0,210	0,128	0,060	0,079	0,180	0,031
temps plein	0,771	0,914	0,802	0,790	0,872	0,940	0,921	0,820	0,969
non couverts par une convention collective	0,17	0,157	0,691	0,743	0,267	0,216	0,210	0,281	0,270
couverture syndicale	0,830	0,843	0,309	0,257	0,733	0,784	0,790	0,719	0,730
cadres	0,039	0,080	0,064	0,065	0,038	0,074	0,052	0,056	0,157
professionnels	0,094	0,254	0,125	0,111	0,210	0,374	0,196	0,118	0,349
personnel de bureau	0,244	0,536	0,253	0,243	0,324	0,438	0,305	0,164	0,308
santé et éducation	0,541	0,005	0,044	0,047	0,002	0,008	0,020	0,582	0,004
vente, hôtellerie et restauration	0,057	0,021	0,238	0,256	0,027	0,019	0,130	0,049	0,016
protection	0,015	0,085	0,017	0,011	0,224	0,074	0,005	0,020	0,165
cols bleus	0,010	0,019	0,259	0,267	0,176	0,012	0,292	0,010	0,002
hors de la région métropolitaine de Montréal	0,575	0,680	0,501	0,490	0,581	0,791	0,488	0,588	0,476
région métropolitaine de Montréal	0,425	0,320	0,499	0,510	0,419	0,209	0,512	0,412	0,524
permanent	0,774	0,799	0,870	0,873	0,808	0,916	0,820	0,847	0,882
saisonnier, temporaire et contractuel	0,181	0,153	0,100	0,097	0,168	0,078	0,130	0,122	0,103
occasionnel et autre	0,045	0,048	0,029	0,029	0,024	0,005	0,050	0,030	0,015
firmes - moins de 20 employés	0,030	0,022	0,238	0,260	0,084	0,016	0,030	0,037	0,032
firmes - entre 20 et 99 employés	0,058	0,061	0,201	0,214	0,094	0,048	0,099	0,065	0,064
firmes - entre 100 et 499 employés	0,144	0,132	0,138	0,142	0,201	0,053	0,083	0,130	0,066
firmes - plus de 500 employés	0,768	0,785	0,423	0,384	0,622	0,884	0,787	0,768	0,838

3.5.2. Statistiques descriptives par secteur d'activités

Le tableau VI présente la répartition des salariés pour les différents secteurs d'activités qui seront comparés plus loin dans la section 4. Résultats et analyse. Comme toutes nos variables explicatives sont sous forme dichotomique, les colonnes du tableau VI représentent non seulement la répartition par secteur d'activités des salariés pour chacune de nos 11 catégories de variables explicatives mais aussi le vecteur $\bar{X}_j|_{j=a,b}$ des caractéristiques moyennes par secteur qui est utilisé dans la décomposition de Oaxaca⁵⁵. Ces différences de caractéristiques moyennes entre deux secteurs (la différence entre deux vecteurs $X_j|_{j=a,b}$) sont à la base de la partie "expliquée" $((X'_a - X'_b)\beta_b)$ de la décomposition de Blinder et Oaxaca (voir équation (3)). Ici, résumer les principales différences entre les caractéristiques moyennes des secteurs d'activités à l'étude nous permet de comprendre une partie importante de l'écart salarial observé entre ces mêmes secteurs.

Il y a proportionnellement plus de femmes travaillant dans le secteur public au Québec que dans le secteur privé au Québec (SPQ) (63,3% de femmes dans le secteur public contre 45,7% dans le secteur privé). Pour les différents secteurs publics, seuls l'AMQ et le SQPQ font figure d'exception avec 39,6% et 35,1% de femmes respectivement. On note d'ailleurs une proportion plus élevée de cols bleus dans ces secteurs que dans les autres secteurs publics.

Au niveau de l'âge des salariés, le secteur public emploie en moyenne moins de jeunes que le secteur privé (19,3% des employés du secteur public ont moins de 30 ans contre 30% dans le privé). L'AO se distingue à ce titre avec seulement 9,2% de ses salariés ayant moins de 30 ans (la proportion est 19,2% pour l'AQ). Par contre, on ne retrouve pas la même situation au niveau de l'administration provinciale plus entre les deux provinces; le pourcentage de salariés ayant moins de 30 ans est sensiblement le même pour l'AQP (19,2%) et l'AOP (19,3%).

⁵⁵ En fait, une colonne du tableau VI (mis à part les 3 premières lignes pour le nombre d'observations, le salaire horaire moyen et le logarithme du salaire horaire moyen) représente le transposé du vecteur \bar{X}_j qui contient les caractéristiques moyennes du secteur j.

L'ancienneté est en lien direct avec l'âge des employés. On constate que les proportions de salarié de l'AOP (37%) et de l'AO (41,8%) avec moins de 5 années d'ancienneté sont moins élevées que pour l'AQP (43,6%) et l'AQ (54,3%)⁵⁶. Pour ce qui est de l'ensemble des employés du secteur public, on constate que ceux-ci ont en moyenne plus d'ancienneté que ceux du secteur privé (38,9% des employés des secteurs publics au Québec contre 23,8% des employés du SPQ ont plus de 10 ans d'ancienneté). Il est possible que ces données indiquent la plus grande sécurité d'emploi que l'on retrouve dans le secteur public. Il est également possible que la taille du secteur public permette une plus grande mobilité de la main d'œuvre à l'intérieur d'une même organisation et expliquent les taux de rétention de la main d'œuvre plus élevés qu'on y retrouve. Pour les entreprises du SPQ ayant plus de 500 employés, c'est 28,5% des salariés de ce secteur qui ont plus de 10 ans d'ancienneté contre 22,1% pour les entreprises du SPQ avec 500 employés et moins. Selon ces données, il semblerait que la taille d'une organisation ait un impact sur l'ancienneté plus élevée de ses employés. On observe des taux de "plus de 10 ans d'ancienneté" plus élevés pour les salariés du SQPQ (46,3%) et de l'AMQ (42,7%) que pour l'AQP (37,2%). Les taux respectifs de l'AFQ (34,6%) et l'AQ (32,9%) sont moins élevés que ce qui est observé pour l'AQP.

On note au Québec une proportion plus importante de célibataires dans le secteur privé (33,6%) que dans le secteur public (22,1%). Ceci semblerait relié à l'âge moyen relativement plus bas qui est observé dans le secteur privé québécois. Les différences entre les secteurs publics au Québec sont négligeables.

Au niveau de l'éducation on constate que les salariés des secteurs publics au Québec sont en moyenne plus éduqués que les salariés du secteur privé (c'est 40,2% des salariés des secteurs publics qui ont un diplôme universitaire contre 17,7% dans le secteur privé). On note également que le secteur privé (SPQ) semble absorber une forte proportion des salariés n'ayant pas un diplôme d'études secondaires au Québec (14,7% des employés du SPQ n'ont pas de diplôme d'études secondaires alors que pour les secteurs publics, seul le SQPQ montre une proportion supérieure à 3,5% de ses salariés n'ayant pas de diplôme d'études secondaires). Les salariés de l'AQP sont les plus scolarisés au Québec avec 45,5% de ceux-ci possédant un diplôme

⁵⁶ Ceci remet à l'avant la possibilité d'une croissance relativement plus rapide de l'état québécois ou de coupures budgétaires relativement plus importantes pour l'Ontario.

universitaire. Notons toutefois que 52,1% des salariés de l'AOP ont un diplôme universitaire. Les salariés de l'AO (44,7% ont un diplôme universitaire) sont également plus scolarisés que leurs homologues de l'AQ (38,7%). Notons qu'au Québec au niveau de l'éducation, l'AMQ (23,4%) et le SQPQ (26,7%) font bande à part dans le secteur public montrant des pourcentages sensiblement plus bas que les autres secteurs d'activités pour leurs salariés avec un diplôme universitaire. Par contre, l'AMQ montre une proportion (62,4%) plus élevée de salariés avec un diplôme d'études post secondaires (la moyenne pour le secteur public au Québec est de 42,9%) que tout autre secteur d'activités. Notons également la proportion de salariés de l'AOP (22,1%) et de l'AO (16,0%) avec un diplôme universitaire de 2^{ième} ou 3^{ième} cycle; ces pourcentages sont plus élevés que tout autre secteur d'activités au Québec, y compris l'AQP (12,8%) et l'AQ (11,5%).

Le pourcentage d'emplois à temps partiel est sensiblement le même entre l'AQP (22,9%) et le SPQ (21,0%). Par contre, le taux d'emplois à temps partiel est plus élevé pour l'AQP que pour tout autre secteur public au Québec. Cette différence peut être attribuée à une proportion beaucoup plus importante d'emploi à temps partiel dans le type d'occupation "santé et éducation" (emplois souvent associés aux femmes et qui offrent des possibilités plus importantes de travail à temps partiel). On note également une proportion d'emploi à temps partiel pour l'AQP et l'AQ plus importante que ce que l'on retrouve dans l'AOP et l'AO.

Au niveau syndical, les salariés du secteur public (81,1%) sont plus fortement couverts par une convention collective que les salariés du secteur privé (25,7%). On peut noter également que l'AOP (71,9%) et l'AO (73,0%) ont un taux de couverture syndicale moins élevé que tous les secteurs publics au Québec (seule l'AMQ (73,3%) montre un taux de couverture syndicale similaire à ce que l'on retrouve en Ontario).

On retrouve des différences importantes au niveau des types d'emploi entre les secteurs d'activités. Ainsi, pour l'AQP, on retrouve environ 55% des emplois dans la catégorie "santé et éducation" et 25% dans la catégorie "personnel de bureau". On note également une faible proportion dans ce secteur d'activités des types d'emploi "protection" et "cols bleus" (ces deux catégories représentent 2,5% des salariés de l'AQP). Si on compare le SPQ à l'AQP, on trouve

25% des salariés du SPQ dans la catégorie "vente, hôtellerie et restauration"⁵⁷ (contre 5,7% pour l'AQP) et 26,7% dans la catégorie "cols bleus" (contre 1% pour l'AQP). Le SPQ n'a que 5% de ses salariés en "santé et éducation". L'AMQ aussi n'est que très peu représentée (0,2%) dans la catégorie "santé et éducation". On note aussi (en comparant l'AMQ à l'AQP) qu'on retrouve près de 40% des salariés de l'AMQ dans les catégories "protection" et "cols bleus". L'AFQ consiste en 81% de salariés provenant des catégories "professionnel" et "personnel de bureau" (ces deux catégories représentent moins de 34% des effectifs de l'AQP). Tout comme l'AMQ, il y a une presque absence de salariés (0,8%) dans la catégorie "santé et éducation" pour l'AFQ. Chaque niveau de gouvernement offre ses propres services policiers mais il semble que ce soit l'AQP qui a la plus faible proportion de salariés dans la catégorie "protection" avec 1,5% de ses effectifs contre 7,4% pour l'AFQ au Québec et 22,4% pour l'AMQ. Pour ce qui est du SQPQ, les catégories "vente, hôtellerie et restauration" et "cols bleus" représentent ensemble 42,2% des salariés. Il y a presque une absence de salariés catégorisés "santé et éducation" pour le SQPQ également. Si l'on compare l'AQP à l'AOP, on note plus de salariés catégorisés comme "personnel de bureau" et moins comme "santé et éducation" au Québec qu'en Ontario. Outre ceci, les répartitions entre les deux administrations provinciales plus sont plutôt similaires.

Si on regarde l'AQ au niveau des types d'emploi, on trouve que 79% des salariés de ce secteur proviennent des catégories "professionnels" et "personnel de bureau". Cette répartition est similaire à ce que l'on observe pour l'AFQ (81,2%). Comparativement au SPQ, les catégories "professionnels" et "personnel de bureau" représentent 35% des salariés de ce secteur d'activités. Quand on regarde l'AO, on note d'abord la proportion plus importante de cadres (15,7%) dans ce secteur d'activités que dans tout autre secteur d'activités présenté ici. Si on combine les catégories "cadres" et "personnel de bureau" on note que 46,5% des effectifs de l'AO sont dans des professions traditionnellement associées à la gestion comparativement à 61,6% pour l'AQ.

Le SPQ et le SQPQ sont les secteurs d'activités québécois avec la proportion la plus élevée de salariés dans la région métropolitaine de Montréal. L'AFQ n'a que 20,9% de ses effectifs dans la région de Montréal (on devrait trouver une partie importante des salariés de ce secteur dans la région de l'Outaouais). On note également qu'une partie plus importante de l'AOP et de l'AO se

⁵⁷ La catégorie "vente, hôtellerie et restauration" est faiblement (moins de 6% des salariés) représentée dans tous les secteurs publics présentés dans cette étude sauf pour le SQPQ où la proportion de salariés dans cette catégorie est de 13%.

retrouve dans la région métropolitaine de Toronto comparativement à la proportion de l'AQP et de l'AQ que l'on retrouve dans la région métropolitaine de Montréal. Notons que la capitale de l'Ontario est Toronto alors que pour le Québec il ne s'agit pas de Montréal.

Au niveau des types d'emplois, on peut noter la tendance des deux secteurs d'activités représentant l'état québécois à octroyer plus d'emplois contractuels⁵⁸ que l'AFQ ou que l'état ontarien. Le SPQ (9,7%) a également une plus faible proportion de salariés catégorisés comme "saisonnier, temporaire et contractuel" que l'AQP (18,1%) et l'AQ (15,3%).

Comme il l'a été mentionné dans la section 1. Revue des écrits, une importante partie des salariés du SPQ travaille pour des entreprises de petites et moyennes tailles. Au Québec, c'est 47% des salariés du SPQ qui travaillent pour une entreprise de 100 employés et moins contre 10% pour le secteur public québécois. Il existe par contre certaines disparités à l'intérieur même du secteur public au Québec. Notons entre autres les différences entre l'AFQ (5,3%) et les secteurs de l'AQP (14,4%) et l'AQ (13,2%) dans la catégorie des "100 à 500 employés".

3.5.3. Statistiques descriptives par secteur d'activités, désagrégées selon le sexe

Le tableau VII représente la répartition, par sexe, des salariés pour certains secteurs d'activités. Comme il l'a été mentionné dans la section 3.3., la méthodologie employée dans ce rapport de recherche requiert que chaque variable dichotomique utilisée dans la régression par secteur d'activités soit identifiée. Étant donné la petite taille des échantillons désagrégés par sexe pour les secteurs de l'AQ, de l'AO, de l'AFQ, de l'AMQ et du SQPQ, l'identification de chaque variable explicative n'était pas ici possible (voir section 3.3. plus haut). Par contre, il nous est permis de comparer la rémunération par sexe de l'AQP à l'APUQ⁵⁹, au SPQ et à l'AOP. Ces résultats sont présentés dans la partie 4.6. plus bas. Ici, nous commenterons brièvement les différences

⁵⁸ On observe dans les données qu'une très faible partie des salariés catégorisés comme "saisonnier, temporaire et contractuel" dans le secteur public est classifiée comme "saisonnier" dans l'EPA.

⁵⁹ Comme il l'a été défini dans la section 3.2., le secteur "autres publics" réfèrent à l'agrégation de l'AMQ, de l'AFQ et du SQPQ.

Tableau VII - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, par secteur d'activités, par sexe, Québec et Ontario (partiel), Novembre 2010

	Administration québécoise plus (AQP) (Québec)		Privé (SPQ) (Québec)		Autres publics (APUQ) (Québec)		Autres salariés (ASQ) (Québec)		Administration provinciale plus (AOP) (Ontario)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
nombre d'observations	438	1137	3605	2982	459	389	4064	3371	660	1802
salaire horaire moyen	27,44	26,06	21,34	17,56	28,28	25,93	22,07	18,35	34,64	29,98
logarithme du salaire horaire	3,219	3,195	2,950	2,769	3,259	3,173	2,983	2,808	3,436	3,320
15-24 ans	0,080	0,072	0,182	0,204	0,061	0,077	0,169	0,192	0,072	0,049
25-29 ans	0,084	0,131	0,120	0,098	0,125	0,129	0,120	0,101	0,087	0,110
30-34 ans	0,121	0,121	0,119	0,111	0,078	0,073	0,115	0,107	0,133	0,134
35-39 ans	0,100	0,120	0,100	0,089	0,098	0,084	0,099	0,088	0,103	0,134
40-44 ans	0,150	0,134	0,105	0,105	0,134	0,152	0,108	0,109	0,120	0,101
45-49 ans	0,153	0,131	0,110	0,131	0,124	0,161	0,111	0,134	0,166	0,145
50-54 ans	0,161	0,156	0,118	0,107	0,226	0,163	0,130	0,113	0,131	0,133
55-59 ans	0,106	0,094	0,085	0,090	0,092	0,110	0,085	0,092	0,088	0,120
60-64 ans	0,028	0,036	0,044	0,053	0,044	0,024	0,044	0,051	0,065	0,060
65 ans et plus	0,016	0,005	0,019	0,011	0,016	0,027	0,019	0,013	0,035	0,014
célibataires	0,267	0,205	0,353	0,317	0,221	0,217	0,339	0,307	0,249	0,175
mariés/union de fait	0,692	0,685	0,583	0,591	0,701	0,602	0,595	0,592	0,700	0,719
divorcés/séparés/veufs	0,041	0,110	0,064	0,092	0,078	0,181	0,065	0,101	0,051	0,106
éducation primaire ou études secondaires partielles	0,032	0,017	0,166	0,125	0,064	0,025	0,155	0,116	0,021	0,020
études secondaires	0,065	0,087	0,156	0,170	0,112	0,177	0,151	0,171	0,097	0,088
études post secondaires partielles	0,035	0,033	0,077	0,096	0,056	0,043	0,075	0,091	0,040	0,047
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,366	0,427	0,426	0,429	0,499	0,422	0,434	0,428	0,258	0,348
université - baccalauréat	0,318	0,330	0,132	0,140	0,211	0,220	0,140	0,147	0,309	0,297
université - cycles supérieurs	0,184	0,106	0,043	0,040	0,059	0,114	0,045	0,047	0,275	0,201
durée de l'emploi: 1 à 6 mois	0,051	0,107	0,155	0,152	0,065	0,056	0,146	0,143	0,087	0,072
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,064	0,035	0,104	0,080	0,051	0,058	0,099	0,078	0,047	0,018
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,326	0,292	0,354	0,388	0,269	0,262	0,345	0,376	0,243	0,294
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,165	0,202	0,139	0,154	0,158	0,250	0,141	0,163	0,222	0,216
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,180	0,171	0,116	0,117	0,179	0,181	0,123	0,123	0,188	0,194
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,213	0,193	0,132	0,109	0,278	0,194	0,148	0,117	0,214	0,205
temps partiel	0,140	0,263	0,135	0,300	0,058	0,124	0,126	0,283	0,134	0,198
temps plein	0,860	0,737	0,865	0,700	0,942	0,876	0,874	0,717	0,866	0,802
non couverts par une convention collective	0,229	0,147	0,686	0,810	0,232	0,218	0,638	0,754	0,289	0,278
couverture syndicale	0,771	0,853	0,314	0,190	0,768	0,782	0,362	0,246	0,711	0,722

	(suite...)		(suite...)		(suite...)		(suite...)		(suite...)	
	Administration québécoise plus (AQP) (Québec)		Privé (SPQ) (Québec)		Autres publics (APUQ) (Québec)		Autres salariés (ASQ) (Québec)		Administration provinciale plus (AOP) (Ontario)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
cadres	0,075	0,026	0,068	0,061	0,054	0,054	0,067	0,060	0,083	0,046
professionnels	0,132	0,080	0,108	0,115	0,221	0,284	0,120	0,131	0,162	0,102
personnel de bureau	0,198	0,261	0,158	0,343	0,220	0,515	0,165	0,359	0,111	0,184
santé et éducation	0,410	0,591	0,016	0,084	0,009	0,016	0,016	0,078	0,483	0,619
vente, hôtellerie et restauration	0,113	0,036	0,206	0,316	0,085	0,058	0,193	0,292	0,081	0,038
protection	0,037	0,006	0,013	0,007	0,106	0,044	0,023	0,010	0,049	0,010
cols bleus	0,035	0,000	0,430	0,073	0,304	0,028	0,417	0,069	0,032	0,002
hors de la région métropolitaine de Montréal	0,599	0,566	0,502	0,476	0,557	0,644	0,508	0,492	0,597	0,584
région métropolitaine de Montréal	0,401	0,434	0,498	0,524	0,443	0,356	0,492	0,508	0,403	0,416
permanent	0,780	0,771	0,871	0,876	0,836	0,853	0,867	0,874	0,822	0,857
saisonnier, temporaire et contractuel	0,195	0,176	0,102	0,092	0,136	0,112	0,106	0,094	0,153	0,110
occasionnel et autre	0,025	0,053	0,027	0,032	0,028	0,036	0,027	0,033	0,024	0,033
firmes - moins de 20 employés	0,037	0,028	0,236	0,288	0,033	0,050	0,215	0,266	0,038	0,036
firmes - entre 20 et 99 employés	0,055	0,059	0,218	0,210	0,094	0,070	0,205	0,197	0,040	0,075
firmes - entre 100 et 499 employés	0,166	0,136	0,143	0,142	0,094	0,119	0,138	0,139	0,117	0,135

importantes en termes de caractéristiques par sexe entre l'AQP et les autres secteurs mentionnés⁶⁰.

On remarque au départ que les hommes du SPQ gagnent 21,5% de plus que les femmes de ce secteur d'activités, 15,6% de plus pour les hommes de l'AOP par rapport aux femmes de l'AOP, 9% de plus pour les hommes de l'APUQ par rapport aux femmes de l'APUQ et 5,3% de plus pour les hommes de l'AQP par rapport aux femmes de l'AQP. Par rapport au statut marital, on note qu'il y a sensiblement plus de femmes dans la catégorie "séparé, divorcé ou veuf" dans l'APUQ (18%) que dans tout autre secteur d'activités.

Au niveau de l'éducation, on remarque que les hommes de l'APUQ appartiennent à la catégorie "études post secondaires" en plus forte proportion que pour les hommes de l'AQP. Pour les femmes par contre, le pourcentage appartenant à la catégorie "études post secondaires" est sensiblement le même entre les deux secteurs d'activités. Comme nous l'avons vu, l'AMQ présentait à la fois une proportion élevée d'hommes et de salariés appartenant à la catégorie "études post secondaires". La proportion de femmes de l'AQP ayant un diplôme universitaire est plus faible que celle des hommes; on observe le contraire pour l'APUQ (en fait la proportion dans la catégorie "université - baccalauréat" est sensiblement la même pour les deux sexes; la différence est au niveau "université - cycles supérieurs").

Si on regarde les types d'emplois, on constate que les femmes occupent plus d'emploi à temps partiel que les hommes dans tous les secteurs d'activités présentés dans le tableau VII. On peut noter également que la proportion d'hommes travaillant à temps partiel est similaire pour l'AQP et l'AOP alors que pour les femmes, elle est significativement inférieure pour l'AOP par rapport à l'AQP.

Les femmes de l'AQP sont plus syndiquées que les femmes de l'APUQ alors que le taux de couverture syndical est sensiblement le même pour les hommes dans ces deux secteurs d'activités. Notons aussi que le taux de couverture syndicale est uniforme entre les femmes et les hommes de l'AOP. Pour ce qui est du SPQ, ce sont les femmes qui cette fois-ci sont moins

⁶⁰ On note que la majorité des différences identifiées dans la partie 4.2.3. persiste même lorsque les résultats sont désagrégés par sexe; ici, seuls de nouveaux éléments seront présentés.

syndiquées que les hommes (par conséquent, la différence de couverture syndicale entre les femmes (66,3%) du SPQ et de l'AQP est plus importante que ce que l'on retrouve chez les hommes (45,7%).

Au niveau des types d'emplois, on peut noter la faible proportion de femmes dans la catégorie "cols bleus" pour tous les secteurs d'activités. Pour les femmes de l'AQP, c'est 59,1% des salariées que l'on retrouve dans la catégorie "santé et éducation" alors que pour les femmes de l'APUQ, on retrouve 79,9% des salariées dans les catégories "professionnels" et "personnel de bureau". Pour les femmes du SPQ, on retrouve une forte proportion de celles-ci dans les catégories "personnel de bureau" (34,3%) et "vente, hôtellerie et restauration" (31,6%). Pour les hommes de l'AQP, on retrouve 60,8% d'entre eux dans les catégories "personnel de bureau" et "santé et éducation". Pour le SPQ, c'est 63,6% des hommes qui travaillent dans les catégories "cols bleus" et "vente, hôtellerie et éducation". Pour les hommes du secteur de l'APUQ, ils sont presque absents de la catégorie "santé et éducation" (0,9%) mais 30,4% d'entre eux sont catégorisés comme "cols bleus" (seulement 3,5% des salariés masculins de l'AQP sont dans la catégorie "cols bleus").

On retrouve une proportion moins élevée d'hommes habitant la région métropolitaine de Montréal dans l'APUQ que dans l'AQP. Par contre, la proportion de femmes habitant la région métropolitaine de Montréal est plus élevée dans l'AQP que dans l'APUQ. Ceci s'explique encore une fois par la proportion plus élevée de femmes dans l'AFQ, secteur qui contient une forte proportion de salariés habitant à l'extérieur de la région métropolitaine de Montréal.

4. Résultats et analyse

Les tableaux XIII à XVIII présentent des résultats pour plusieurs décompositions de Blinder et Oaxaca d'intérêt. Ces tableaux nous permettent d'attribuer la partie "expliquée" de l'écart salarial aux onze différentes catégories de variables explicatives utilisées. Par contre, il n'est pas permis d'attribuer la rente (la partie "inexpliquée") de manière similaire⁶¹. Jones (1983) démontre que les résultats d'un tel exercice sont tributaires du groupe de référence⁶² utilisé lorsque les différentes régressions sectorielles sont estimées (l'équation (6) plus haut).

Il faut aussi se rappeler que les résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca présentés ici sont des logarithmes. Comme nous avons estimé un modèle de régression pour le logarithme du salaire horaire, il faut utiliser l'exponentielle de ces résultats afin d'estimer la rente (en pourcentage) reliée à ces résultats.

Les résultats de l'estimation de la régression par MCO du logarithme du salaire pour chaque secteur d'activités présentés ici sont disponibles dans les annexes A, B et E. Lors de la présentation de ces résultats, l'erreur type de chaque coefficient estimé ainsi que la statistique-t qui en résulte sont également présentées.

4.1. L'administration québécoise plus (AQP) et les autres secteurs d'activités (mixte)

Les tableaux VIII à XIII qui suivent présentent les résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca lorsque l'AQP est comparée à d'autres secteurs d'activités d'intérêt. Les détails concernant les différentes régression estimées par MCO afin d'obtenir nos résultats sont présentés en annexe A.

⁶¹ Chaque ligne de la colonne "dû au rendement (rente)" des tableaux plus bas n'est pas interprétable mis à part le total relié à celle-ci.

⁶² Dans le présent rapport de recherche, le groupe de référence est: femmes entre 15 et 24 ans, célibataires, sans études secondaires, avec ancienneté de moins de 7 mois dans son poste, travaillant à temps partiel, sans couverture syndicale, occupant un poste de cadre, habitant l'extérieur de la région métropolitaine de Montréal, ayant un emploi permanent et travaillant dans une entreprise de moins de 20 employés.

4.1.1. L'administration québécoise plus (AQP) et le secteur privé au Québec (SPQ) (mixte)

On trouve un avantage salarial de 39,7% pour l'AQP lorsque celle-ci est comparée au SPQ (ce qui correspond à une différence de logarithme de 0,334 entre les logarithmes moyens des salaires horaires pour ces deux secteurs d'activités). Nos résultats estiment une rente de 8,9% pour l'AQP par rapport au SPQ. Au niveau des caractéristiques, notons que l'avantage du salarié moyen de l'AQP comparativement au salarié moyen du SPQ en termes d'éducation, de statut syndical et de type d'occupation expliquent près de 60% de la partie "expliquée" de la décomposition de Blinder et Oaxaca. On peut également remarquer que la proportion plus élevée de femmes dans l'AQP expliquerait un désavantage salarial par rapport au SPQ. Comme il l'a été préalablement mentionné, il est possible que derrière ce chiffre se cache une discrimination envers les femmes plus importante dans le secteur privé.

Tableau VIII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et secteur privé au Québec (SPQ) (Mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,039	-0,032	-0,071
Age	0,026	0,016	0,042
Statut Marital	0,007	-0,027	-0,021
Éducation	0,059	0,113	0,172
Durée d'emploi	0,022	0,019	0,041
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,002	-0,084	-0,087
Statut syndical	0,055	-0,025	0,030
Type d'occupation	0,085	0,011	0,096
Centre métropolitain	-0,002	-0,022	-0,024
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,001	-0,010	-0,009
Nombre d'employés	0,039	-0,004	0,035
Constante		0,129	0,129
Total	0,249	0,085	0,334
Pourcentage	74,69%	25,31%	100,00%

4.1.2. L'administration québécoise plus (AQP) et les autres secteurs publics au Québec (mixte)

Par rapport à l'AFQ (tableau IX), nos résultats estiment une rente négative (désavantage salarial) pour l'AQP de 6,1%. On constate que les différences de caractéristiques expliquent environ la

moitié de l'écart salarial entre les deux secteurs d'activités. Comme nous l'avions noté dans la section 3.5.2. une portion relativement plus importante des salariés de l'AQP par rapport à l'AFQ occupe un emploi à temps partiel ce qui contribue significativement à l'écart salarial entre les deux secteurs d'activités qui est "expliqué" dans la décomposition de Blinder et Oaxaca.

Tableau IX - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total
Administration québécoise plus (AQP) et l'administration fédérale au Québec (AFQ) (mixte)

Variabes	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,015	-0,022	-0,036
Age	0,009	-0,036	-0,027
Statut Marital	-0,001	-0,019	-0,020
Éducation	0,006	0,032	0,038
Durée d'emploi	0,000	0,117	0,117
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,093	-0,416	-0,509
Statut syndical	0,003	-0,005	-0,002
Type d'occupation	0,026	-0,115	-0,089
Centre métropolitain	0,021	-0,050	-0,030
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,008	0,007	-0,001
Nombre d'employés	0,006	0,025	0,031
Constante		0,423	0,423
Total	-0,045	-0,059	-0,104
Pourcentage	42,97%	57,03%	100,00%

Quand on compare l'AQP à l'AMQ, nos résultats estiment une rente de 8,5%. Le tableau X qui suit montre que si l'employé moyen de l'AQP était rémunéré selon les mêmes coefficients de rémunérations que l'on observe pour l'AMQ, celui-ci devrait gagner 3,4% de moins que le salarié moyen de l'AMQ. Ceci est principalement dû au désavantage de l'employé moyen de l'AQP en termes de sexe, d'ancienneté et de statut d'emploi. L'éducation plus poussée des salariés de l'AQP par rapport à l'AMQ contrebalance cet effet.

Tableau X - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise plus (AQP) et l'administration municipale au Québec (AMQ) (mixte)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,027	-0,014	-0,041
Age	0,004	0,126	0,130
Statut Marital	0,002	-0,009	-0,007
Éducation	0,028	0,077	0,105
Durée d'emploi	-0,024	0,017	-0,007
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,035	-0,261	-0,296
Statut syndical	0,018	-0,097	-0,079
Type d'occupation	-0,008	-0,088	-0,096
Centre métropolitain	0,000	-0,011	-0,011
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,002	0,015	0,017
Nombre d'employés	0,006	0,020	0,025
Constante		0,309	0,309
Total	-0,033	0,082	0,049
Pourcentage	-66,65%	166,65%	100,00%

Lorsque l'AQP est comparée au SQPQ, nous obtenons les résultats présentés dans le tableau XI ci-dessous. On estime ici une rente négative (désavantage salarial "inexpliqué") de 1,3% pour l'AQP par rapport au SPQP. Notons que la rente estimée ainsi que l'écart salarial dû aux caractéristiques (la partie "expliquée") ne seraient probablement pas statistiquement différents de zéro dans ce cas-ci⁶³. Notons encore une fois que les employés de l'AQP bénéficient d'un avantage en termes d'éducation par rapport aux salariés du SQPQ. Cet avantage est presque entièrement contrebalancé par le "désavantage" en termes de sexe que connaissent les salariés de l'AQP par rapport au SQPQ.

⁶³ Ici, pour être capable d'estimer un intervalle de confiance pour les différentes parties de la décomposition de Blinder et Oaxaca, nous aurions dû avoir accès aux "poids bootstrap" de l'EPA pour Novembre 2010. Ces données n'étaient malheureusement pas disponibles.

Tableau XI - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et le secteur quasi public au Québec (SQPQ) (mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,021	-0,007	-0,027
Age	0,007	0,104	0,111
Statut Marital	-0,001	-0,056	-0,057
Éducation	0,028	0,189	0,217
Durée d'emploi	-0,008	0,126	0,119
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,019	-0,092	-0,111
Statut syndical	0,001	0,040	0,041
Type d'occupation	0,014	-0,300	-0,286
Centre métropolitain	-0,001	-0,015	-0,016
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,008	0,033	0,025
Nombre d'employés	0,010	-0,278	-0,267
Constante		0,241	0,241
Total	0,002	-0,013	-0,011
Pourcentage	-14,09%	114,09%	100,00%

4.1.3. L'administration québécoise plus (AQP) et les autres salariés québécois (ASQ) (mixte)

Les salariés de l'AQP bénéficient d'une rente de 5,9% par rapport à l'ASQ. La rente ne représente toutefois que 19% de l'avantage salarial moyen pour les salariés de l'AQP par rapport à l'ASQ. Similaire à ce qui est observé lorsque l'on compare l'AQP au SPQ, l'avantage du salarié moyen de l'AQP comparativement au salarié moyen de l'ASQ en termes d'éducation, de statut syndical et de type d'occupation expliquent une différence de rémunération importante en faveur des employés de l'AQP par rapport aux employés de l'ASQ.

Tableau XII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total**Administration québécoise plus (AQP) et les autres salariés québécois (ASQ) (mixte)**

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,037	-0,030	-0,067
Age	0,023	0,021	0,044
Statut Marital	0,007	-0,031	-0,025
Éducation	0,057	0,109	0,166
Durée d'emploi	0,020	0,020	0,040
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,004	-0,093	-0,098
Statut syndical	0,061	-0,042	0,019
Type d'occupation	0,078	-0,007	0,071
Centre métropolitain	-0,002	-0,019	-0,021
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,001	-0,007	-0,008
Nombre d'employés	0,040	-0,013	0,027
Constante		0,149	0,149
Total	0,241	0,057	0,298
Pourcentage	80,91%	19,09%	100,00%

4.1.4. L'administration québécoise plus (AQP) et l'administration ontarienne plus (AOP) (mixte)

Les résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca comparant l'AQP à l'AOP sont présentés dans le tableau XIII ci-dessous.

Tableau XIII - Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total**Administration québécoise plus (AQP) et l'administration ontarienne plus (AOP) (mixte)**

Variables	dû	dû au rendement	dû aux deux
	aux caractéristiques	(rente)	(écart total)
Sexe	0,05%	-1,69%	-1,64%
Age	-1,25%	-9,39%	-10,64%
Statut Marital	-0,03%	1,12%	1,08%
Éducation	-0,79%	13,73%	12,95%
Durée d'emploi	-0,46%	9,58%	9,13%
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,29%	-3,77%	-4,06%
Statut syndical	1,18%	-3,31%	-2,13%
Type d'occupation	-2,64%	5,79%	3,14%
Centre métropolitain	-0,01%	-0,66%	-0,67%
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-1,00%	2,20%	1,20%
Nombre d'employés	0,21%	-8,27%	-8,06%
Constante		-15,30%	-15,30%
Total	-5,03%	-9,98%	-15,01%
Pourcentage	33,54%	66,46%	100,00%

L'écart salarial entre les salaires moyens de l'AQP par rapport à l'AOP est de 16,2%. Les différences de caractéristiques entre les deux secteurs sont mineures et n'expliquent qu'une faible proportion de l'écart salarial entre ceux-ci (les différences au niveau de l'éducation et du type d'occupation expliquent une bonne partie de cette différence "expliquée"). Nos résultats estiment une rente négative (un désavantage salarial) de 10,5% pour les salariés de l'AQP par rapport à leurs homologues ontariens.

Caroline Charest (2003) obtenait une rente négative également (-1,9%) en 2001 en comparant l'AQP à l'AOP. Elle émettait alors l'hypothèse qu'une prime de mobilité (pour les gens de langue anglaise) et/ou qu'un coût de la vie plus élevé en Ontario (particulièrement à Toronto) pourrai(en)t expliquer cette rente négative. Statistique Canada publie un indice comparant les prix de détails pour certains biens et services (comprenant une allocation pour le logement) entre différentes régions métropolitaines canadiennes (ces données ne sont pas disponibles par province). Au moment d'écrire ces lignes, les données disponibles les plus récentes le sont pour l'année 2009. Statistique Canada estime un indice de 107 pour la région métropolitaine de

Toronto, un indice de 103 pour la région de Ottawa-Gatineau (seulement la partie ontarienne) et un indice de 95 pour la région de Montréal (moyenne des régions combinées = 100). En calibrant un indice ontarien selon les populations respectives des régions métropolitaines de Toronto et de Ottawa-Gatineau (partie ontarienne seulement) dans le recensement canadien de 2006, nous obtenons un indice ontarien de 106,4. Ceci correspond à un coût de la vie de 12% plus élevé pour ces deux villes ontariennes lorsqu'elles sont comparées à Montréal. Toutefois, en utilisant la décomposition de Blinder et Oaxaca, nous obtenons une rente pour le secteur privé ontarien de 5,5% par rapport au secteur privé québécois (SPQ) (différentiel total de 6,4%). Nous obtenons également une rente de 4,2% pour le secteur privé de la région métropolitaine de Toronto par rapport au secteur privé de la région métropolitaine de Montréal (différentiel total de 6,8%). À la lumière de ces résultats, il nous semble raisonnable d'estimer que la différence de prix entre les deux provinces explique une partie importante (l'entièreté presque) de la rente de l'AOP par rapport à l'AQP (bien que les indices comparatifs publiés par Statistique Canada ne représentent pas l'ensemble des deux provinces comparées). Par contre, nos résultats ne contiennent pas d'évidence quant à la présence d'une prime de mobilité pour les travailleurs ontariens par rapport aux travailleurs québécois (en fait, nos résultats indiquent que la rente estimée ou le différentiel salarial total ne couvre pas la différence de prix entre les deux provinces ou entre les deux régions métropolitaines).

4.1.5. Comparaison avec les résultats de l'étude de l'ISQ

L'étude annuelle "Rémunération des salariés. État et Évolution Comparés" de l'ISQ (présentée à la section 1.1. plus haut) apparie des emplois comparables afin de comparer la rémunération des employés du gouvernement du Québec aux autres secteurs d'activités au Québec. L'idée derrière la comparaison d'emplois repères dans l'étude de l'ISQ et la décomposition de Blinder et Oaxaca est sensiblement la même. Les deux études veulent comparer la rémunération des salariés de l'administration québécoise⁶⁴ à d'autres secteurs d'employeurs au Québec tout en contrôlant pour les différences entre les emplois qui caractérisent les secteurs comparés (voir section 2.1.1.). Pourtant, comme on peut le constater dans le tableau XIV plus bas, les résultats obtenus ici par décomposition de Blinder et Oaxaca sont sensiblement différents des résultats obtenus par l'ISQ

⁶⁴ L'AQP tel que définit pour nos résultats.

en 2010. Notons que puisque les résultats de l'ISQ sont initialement rapportés en comparant les rémunérations annuelles entre emplois repères, les résultats pour l'ISQ dans le tableau XIV sont ajustés à une base horaire (il s'agit de l'écart (A) dans le tableau II) afin de permettre une comparaison avec les résultats de ce rapport de recherche.

Tableau XIV - Comparaison des résultats de l'étude de l'ISQ aux résultats obtenus , 2010			
	ISQ (avantage/désavantage salarial estimé par appariement d'emplois comparables)	Résultats obtenus (partie inexpliquée (rente) de la décomposition de Blinder-Oaxaca)	Différence (décomposition Blinder et Oaxaca moins résultats de l'étude de l'ISQ)
Secteur privé (SPQ)	-2,6%	+8,9%	+11,5%
Administration fédérale (AFQ)	-13,4%	-6,1%	+7,3%
Administration municipale (AMQ)	-17,0%	+8,5%	+25,5%
Secteur quasi public (SQPQ)	-16,5%	-1,3%	+15,2%
Secteur universitaire	-9,0%		
Autres salariés québécois (ASQ)	-6,9%	+5,9%	+12,8%

Pour tous les secteurs auxquels l'AQP est comparée, nous obtenons des résultats plus favorables quant à la rémunération de l'administration québécoise que ce qui est estimé par l'ISQ. Ce dernier estime des retards pour l'administration québécoise par rapport à tous les autres secteurs d'activités au Québec. Nos résultats estiment un avantage au niveau de la rémunération directe pour l'AQP par rapport au SPQ, à l'AMQ et à l'ASQ. Les retards estimés par décomposition de Blinder et Oaxaca pour l'AQP par rapport à l'AMQ et au SQPQ sont quant à eux significativement moins importants que les retards estimés par l'ISQ. Comme il l'a été mentionné dans la section 1.1. plusieurs aspects méthodologiques de l'étude de l'ISQ peuvent expliquer cet écart. Il faut toutefois noter que ce rapport de recherche porte sur l'ensemble des salariés de l'administration québécoise alors que l'étude de l'ISQ compare les salariés syndiqués de

l'administration québécoise à d'autres secteurs d'activités au Québec (il reste toutefois que 83% de notre échantillon pour l'AQP bénéficie d'une couverture syndicale⁶⁵).

4.2. L'administration québécoise plus (AQP) et les autres secteurs d'activités au Québec, résultats par sexe

Les résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca par sexe sont présentés dans le tableau XV ci-dessous. Ce tableau compare l'AQP au SPQ, à l'APUQ, à l'ASQ ainsi qu'à l'AOP. Les détails des décompositions et des régressions estimées par MCO sont présentés en Annexe B.

Tableau XV - Tableau sommaire des résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca pour certains secteurs d'activités, par sexe

		Secteur privé (SPQ) (Québec)	Autre public (APUQ) (Québec)	Autres salariés (ASQ) (Québec)	Administration ont. plus (AOP) (Ontario)
Hommes	dû aux caractéristiques	0,276	0,064	0,262	-0,060
	dû au rendement (rente)	-0,007	-0,104	-0,026	-0,157
	écart total	0,269	-0,041	0,236	-0,217
Femmes	dû aux caractéristiques	0,285	-0,076	0,292	-0,045
	dû au rendement (rente)	0,141	0,097	0,096	-0,080
	écart total	0,426	0,022	0,387	-0,125

Pour le travailleur masculin moyen de l'AQP, il est désavantageux de travailler pour l'AQP par rapport à tout autre secteur d'activités (présentés ici) au Québec. Pour la femme moyenne de l'AQP, on observe le phénomène contraire.

Ceci peut expliquer pourquoi on retrouve graduellement moins d'hommes dans l'AQP au cours des dernières années. Caroline Charest (2003) observait déjà en 2001 que les hommes ne représentaient que 33,2% des salariés composant son échantillon de l'AQP. Ici, en 2010, les hommes ne représentaient plus que 27,8% de l'échantillon pour l'AQP.

⁶⁵ Nous estimons d'ailleurs que de sélectionner seulement les emplois syndiqués de l'APQ améliorerait la rémunération relative de ce secteur d'activités.

Il n'y a que lorsque l'AQP est comparée à l'AOP que l'on estime que les salariés des deux sexes de l'AQP font face à une rente négative (désavantage salarial).

Le tableau XVI plus bas montre la discrimination sexuelle estimée par décomposition de Blinder et Oaxaca pour chaque secteur d'activités présenté dans le tableau XV plus haut. Ces résultats consistent en l'application de l'équation (3) (décomposition de Blinder et Oaxaca) mais cette fois-ci, les deux groupes comparés sont de différents sexes mais font toutefois partie du même secteur d'activités. Les résultats des régressions estimées sont les mêmes que ceux utilisés en annexe B. Les résultats détaillés des décompositions de Blinder et Oaxaca par rapport à la discrimination sexuelle sont présentés en Annexe C.

Tableau XVI - Estimation de la discrimination salariale par secteur d'activités selon la méthode de décomposition Blinder et Oaxaca

	Administration québécoise plus (AQP) (Québec)	Secteur privé (SPQ) (Québec)	Autre public (APUQ) (Québec)	Autres salariés (ASQ) (Québec)	Administration ontarienne plus (AOP) (Ontario)
dû aux caractéristiques	-0,013	-0,023	-0,007	-0,021	0,015
dû au rendement (discrimination)	0,037	0,204	0,093	0,196	0,101
écart total	0,024	0,181	0,086	0,175	0,116

On note ainsi qu'il existe une discrimination relativement plus importante dans tous ces secteurs d'activités comparativement à l'AQP (le SPQ est le secteur d'activités où on observe la discrimination la plus importante envers les femmes). Celle-ci expliquerait une partie de la rente plus élevée pour les femmes que pour les hommes que l'on observe dans l'AQP par rapport au SPQ. Quand on compare l'AQP à l'APUQ, on constate des rentes opposées pour les hommes (-0,104) et pour les femmes (0,097). Encore une fois, la discrimination relativement plus importante envers les femmes pour l'APUQ expliquerait une partie de ces résultats. On assiste au même phénomène quand on compare les rentes des hommes et des femmes de l'AQP par rapport à l'AOP et à l'ASQ. En résumé, nous estimons ici qu'une discrimination envers les femmes

relativement moins importante pour l'AQP par rapport aux autres secteurs d'activités présentés ici explique (en partie) des résultats où les femmes de l'AQP semblent bénéficier d'un avantage salarial (d'une rente positive) toujours plus important que ce qui est estimé pour les hommes (voir tableau XV). Une démonstration mathématique montrant que la différence de discrimination sexuelle entre deux secteurs d'activités contribue à la différence entre les rentes attribuées à chaque sexe pour un même secteur est donnée en Annexe D.

4.3. Présentation sommaire pour l'administration québécoise (AQ)

Le tableau XVII suivant présente les résultats lorsqu'on compare l'AQ aux autres secteurs d'activités (les détails des décompositions et des régressions estimées par MCO sont présentés en Annexe E). Les rentes estimées pour l'AP sont toutes plus petites que ce qui a été estimé pour l'AQP. Par contre, il faut être prudent ici. Le nombre restreint d'observations pour l'AQ (l'AP représente 13% du nombre d'observations de l'AQP) réduit la confiance que nous avons dans les coefficients obtenus lorsque la régression du logarithme du salaire est estimée pour l'AQ. Les rentes estimées pour l'AQ ne sont aussi pas bien différentes des rentes qui ont été estimées pour l'AQP par rapport aux mêmes secteurs. Étant donné ceci, il apparaît peu probable que les rentes estimées pour l'AQ soient statistiquement différentes de ce qui a été estimé pour l'AQP⁶⁶. Lorsque nous estimons la rente des employés de l'AQP travaillant dans l'industrie des "soins de santé et services sociaux" seulement par rapport au SPQ, nous obtenons une rente 6,9%. Lorsque nous estimons la rente des employés de l'AQP travaillant dans l'industrie des "services d'éducation" seulement par rapport au SPQ, nous obtenons une rente 11,2%.

En résumé, il semble que la rente de l'AQP soit relativement uniforme entre les trois grandes catégories d'employés qui la composent (quoi que la rente des "services d'enseignement" se distingue à la hausse). Charest obtenait en 2001 (par régression estimée par MCO avec secteur d'activités en variable dichotomique au lieu de la décomposition de Blinder et Oaxaca) une rente pour le secteur de la santé (6,3%) qui est sensiblement plus petite que celles estimées pour les secteurs de l'éducation (11,2%) et de l'administration provinciale (12,3%) par rapport au SPQ.

⁶⁶ Comme il l'a été mentionné en note 62: pour être capable d'estimer un intervalle de confiance pour les différentes parties de la décomposition de Blinder et Oaxaca, nous aurions dû avoir accès aux "poids bootstrap" de l'EPA pour 2010. Ces données n'étaient malheureusement pas disponibles.

Comparativement aux résultats de Charest (2003), il semble donc que les rentes estimées pour les secteurs de la santé et de l'éducation soient demeurées stables alors que la rente pour l'AQ aurait diminué au cours de la période 2001 à 2010.

Tableau XVII - Tableau sommaire des résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca Administration québécoise (AQ) par rapport aux autres secteurs d'activités (Mixte)

	Secteur privé (Québec)	Administration fédérale (Québec)	Administration municipale (Québec)	Secteur quasi public (Québec)	Autres salariés (Québec)	Administration provinciale plus (Ontario)
dû aux caractéristiques	0,240	-0,027	0,034	0,059	0,253	-0,116
dû au rendement (rente)	0,077	-0,095	-0,003	-0,088	0,028	-0,140
écart total	0,316	-0,122	0,032	-0,029	0,281	-0,256

4.4. Comparaison des résultats avec Charest (2003)

De 2001 à 2010, on remarque dans le tableau XVIII ci-dessous que l'écart total de rémunération entre l'AQP et les autres secteurs d'activités présentés ici a diminué dans tous les cas. Du côté des rentes estimées, on observe que celles-ci ont elles aussi diminué dans tous les cas présentés ici (bien que la rente n'ait presque pas diminué dans la comparaison par rapport au SPQ).

Tableau XVIII - Comparaison des résultats obtenus par décomposition de Blinder et Oaxaca par Charest (données EPA pour 2001) et ce rapport de recherche (données EPA pour 2010)

Comparaison de l'administration québécoise plus (AQP) aux autres secteurs d'activités

Résultats représentent des logarithmes de salaire

	Charest (2003) - données EPA Janvier 2001			Ce rapport de recherche - données EPA Novembre 2010		
	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	écart total	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	écart total
Secteur privé (SPQ) (Québec)	0,298	0,086	0,384	0,249	0,085	0,334
Administration fédérale (AFQ) (Québec)	-0,104	0,011	-0,093	-0,045	-0,059	-0,104
Administration municipale (AMQ) (Québec)	-0,069	0,155	0,086	-0,033	0,082	0,049
Secteur "autres salariés" (ASQ) (Québec)	-0,279	0,064	0,343	0,241	0,057	0,298
Administration ontarienne plus (AOP)	-0,018	-0,019	-0,037	-0,050	-0,100	-0,150
Secteur privé (SPQ) (Québec) (hommes)	0,335	0,013	0,348	0,276	-0,007	0,269
Secteur privé (SPQ) (Québec) (femmes)	0,398	0,086	0,484	0,285	0,141	0,426
Administration ontarienne plus (AOP) (hommes)	-0,023	-0,035	-0,058	-0,06	-0,157	-0,217
Administration ontarienne plus (AOP) (femmes)	-0,012	-0,026	-0,038	-0,045	-0,08	-0,125

Quand on compare l'AQP au SPQ et à l'ASQ, on attribue le changement négatif dans l'écart salarial total presque entièrement à l'amélioration relative des caractéristiques moyennes du SPQ et de l'ASQ par rapport à l'AQP. La rente quant à elle reste sensiblement la même pendant cette période. Pour les hommes du SPQ comparativement aux hommes de l'AQP, on assiste

sensiblement au même phénomène. Par contre, pour les femmes, on constate que celles du secteur privé semblent expérimenter un rattrapage beaucoup plus important au niveau de leurs caractéristiques moyennes par rapport à l'AQP que ce qui est observé chez les hommes. On remarque également que l'augmentation importante de la rente semble indiquer que les coefficients de rémunération de l'AQP relativement au SPQ aient augmenté au cours de la même période. On n'assiste pas à ce phénomène chez les hommes. Ceci pourrait être un indicateur d'efforts relativement plus importants pour l'AQP au niveau de l'équité salariale pendant cette période⁶⁷.

Pour ce qui est des comparaisons de l'AQP avec l'AFQ et l'AMQ, on constate que l'avantage au niveau des caractéristiques moyennes de ces deux secteurs d'activités comparativement à l'AQP diminue au cours de ces années (ce qui devrait avoir comme effet d'augmenter la rémunération totale moyenne de l'AQP par rapport à ces deux secteurs). Par contre, dans ces deux cas, ceci est plus que contrebalancé par l'augmentation de la rémunération relative de l'AFQ et de l'AMQ par rapport à l'APQ au cours de la même période. Ceci a pour effet de diminuer la rémunération totale de l'APQ par rapport à ces deux secteurs d'activités.

Quand on compare l'APQ à l'AOQ, il semble qu'une détérioration des caractéristiques relatives ainsi que de la rémunération relative pour l'APQ par rapport à l'AOQ explique l'augmentation de l'écart salarial entre les deux secteurs d'activités⁶⁸. Le phénomène est le même pour les hommes et les femmes dans ces secteurs mais il semble qu'une détérioration moins importante de la rémunération relative pour les femmes (possiblement à cause d'efforts relativement plus poussés par le gouvernement du Québec en termes d'équité salariale que le gouvernement ontarien pendant cette période) explique la plus faible augmentation de l'écart salarial total pour les femmes par rapport aux hommes entre ces deux secteurs d'activités.

⁶⁷ Selon le rapport de l'ISQ "Rémunération des Salariés. État et Évolution comparés 2010", p.46., il semble que les conventions collectives négociées pour les employés de l'administration québécoise comprennent certains rattrapages salariaux en termes d'équité salariale (mis à part ce qui serait demandé par la loi sur l'équité salariale). Peut-être que ceci explique le fait que la rente de l'APQ par rapport au SPQ pour les femmes ait relativement plus augmenté que pour les hommes pendant la période de 2001 à 2010?

⁶⁸ Ici, nous tenons compte des indices de Statistique Canada comparant les prix de détail pour certains biens et services de Statistique Canada pour les années 2001 et 2009 entre certaines régions métropolitaines canadiennes (voir section 4.1.4.). Ces indices sont sensiblement les mêmes pour les deux années. Il semble donc peu probable que l'évolution des prix relatifs entre les deux provinces expliquent l'évolution de l'écart total et de la rente entre 2001 et 2010 lorsqu'on compare l'AOP à l'AQP. En 2001, l'indice pour la région de Toronto est de 109, l'indice pour la région de Ottawa-Gatineau (partie ontarienne seulement) est de 103 et l'indice pour la région de Montréal est de 95.

5.0. Conclusion

Ce rapport de recherche présente des résultats plus généraux que ceux de l'étude annuelle de l'ISQ qui compare la rémunération de l'administration québécoise (incluant les secteurs de la santé et de l'éducation) aux autres secteurs d'activités au Québec. Les résultats présentés ici vont même plus loin en comparant l'administration québécoise à l'administration ontarienne.

Nos résultats trouvent des écarts "inexpliqués" systématiquement moins importants que ne l'estime l'ISQ dans son étude pour 2010. Comme nous l'avons noté, certains aspects méthodologiques peuvent expliquer cette différence. Nous estimons pour l'administration québécoise des rentes positives de 8,9% par rapport au secteur privé au Québec, de 8,5% par rapport à l'administration municipale au Québec ainsi que de 5,9% par rapport aux "autres salariés" québécois. Par contre, nous estimons aussi une rente négative (un désavantage salarial) pour l'administration québécoise de 6,1% par rapport à l'administration fédérale au Québec et de 1,3% par rapport au secteur quasi public québécois.

Il faut par contre être prudent quant à l'interprétation de ces résultats. Il serait facile d'avancer, puisque la structure salariale du secteur privé est celle qui résulte d'un marché du travail compétitif (en plus de représenter la forte majorité du marché travail au Québec), qu'il s'agit de la structure salariale qui devrait donc prévaloir dans le secteur public. Le secteur privé québécois semble faire preuve d'une discrimination (négative) envers les femmes relativement plus importante que ce qui est observé pour l'administration québécoise (en fait, cette dernière est le secteur d'activités dans notre étude pour lequel nous estimons la plus faible discrimination envers les femmes). Conclure que les employés de l'administration québécoise sont surpayés et réajuster leurs salaires à la baisse serait alors, en partie, punir injustement⁶⁹ les femmes.

Ceci expliquerait en partie pourquoi nous estimons des rentes toujours plus importantes pour les femmes que pour les hommes pour l'administration québécoise (l'obtention d'une rente plus importante pour les femmes que pour les hommes par rapport au secteur privé est en accord avec

⁶⁹ Ici, le terme "injustement" est utilisé à la lumière des résultats de la section 4.2. concernant la discrimination salariale selon le sexe par secteur d'activités.

les études canadiennes portant sur différentiel public/privé). Nos résultats semblent démontrer également que le gouvernement du Québec a fait des avancées en matière d'équité salariale envers les femmes au cours des 10 dernières années plus importantes que ce qui a été réalisé par les autres paliers gouvernementaux au Québec ainsi que par le gouvernement ontarien.

Ainsi, selon nos résultats, un homme de l'administration québécoise est, en moyenne, indifférent entre travailler pour celle-ci ou le secteur privé alors qu'il serait mieux rémunéré dans tous les autres secteurs publics au Québec. Pour une femme de l'administration québécoise, en moyenne, il est préférable d'être employée par cette dernière que par tout autre secteur d'activités au Québec.

Par contre, lorsque l'on compare la rémunération octroyée par le gouvernement du Québec par rapport au gouvernement ontarien, nos résultats estiment une rente négative (désavantage salarial) pour les deux sexes. Il semble que cette rente puisse être expliquée par les différences de prix (coûts de la vie) qui existent entre les deux provinces. Par contre, le désavantage salarial (rente négative) estimé pour les hommes est plus important que ce qui est évalué pour les femmes (nous croyons que ceci peut être attribué à une équité salariale envers les femmes plus importante dans les politiques de rémunération du gouvernement du Québec relativement à celles du gouvernement ontarien).

Si l'on estime que la rémunération accordée aux hommes du secteur privé au Québec correspond à la rémunération optimale puisqu'elle résulte d'un marché compétitif et non discriminatoire envers les femmes, on peut alors estimer que la rémunération octroyée par le gouvernement du Québec correspond sensiblement à cette rémunération dite "optimale". En effet, comme nous l'avons vu dans le tableau XV, l'homme moyen de l'administration québécoise est pratiquement indifférent entre son employeur actuel et le secteur privé. Pour les femmes, nous notons une discrimination de 3,8% dans le tableau XVI plus haut envers celles-ci dans l'administration québécoise. Ainsi, selon cette logique, afin d'avoir une structure salariale équitable et compétitive pour tous les salariés du gouvernement du Québec, il ne nécessiterait qu'un rattrapage salarial moyen de 3,8% pour les femmes de l'administration québécoise.

En terminant, il est important de noter que les résultats de ce rapport de recherche comparent seulement la rémunération directe entre différents groupes de salariés. Pourtant, d'autres sources de rémunération occupent une place importante dans la rémunération totale d'un individu. L'étude de l'ISQ note la contribution de la rémunération indirecte (principalement les contributions au fonds de retraite et les différents régimes d'assurances octroyés) à la rémunération totale (voir tableau II --- section 1.1). La valeur de la sécurité d'emploi octroyée par l'employeur devrait également faire partie de la rémunération totale⁷⁰ lorsque l'on compare la rémunération d'un secteur d'activités par rapport à un autre. Bien que des données précises soient difficiles à obtenir sur ces formes de rémunération additionnelles (fonds de retraite, assurances et sécurité d'emploi), celles-ci ne devraient pas être négligées pour autant lors de l'analyse et de la comparaison des rémunérations entre différents secteurs d'activités. Les résultats de ce rapport de recherche contiennent des résultats pertinents et valables quant à la rémunération directe pour différents groupes d'activités au Québec (et en Ontario). Toutefois, de futures recherches incluant les différentes formes de rémunération "additionnelles" identifiées permettraient une comparaison plus complète de la rémunération entre ces secteurs d'activités.

⁷⁰ La probabilité relativement plus importante de perdre son emploi pour un secteur "a" par rapport à un autre secteur "b" réduit non seulement l'espérance de revenu du secteur "a" par rapport au secteur "b" mais réduit également la valeur qu'il accorde à cette espérance étant donnée la plus grande dispersion des revenus possibles dans son cas (en termes économiques, un individu subit alors une baisse d'utilité si on assume qu'il fait preuve d'aversion au risque).

Bibliographie

Blinder, A. (1973) « *Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates* », The Journal of Human Resources, Vol.8, No.4, 436-455.

Charest, C. (2003) « *La rémunération salariale des employés de l'administration publique au Québec: comparaison avec les autres salariés québécois et ceux de l'administration publique ontarienne* », Département des Sciences Économiques, Université de Montréal, 91.

Cotton, J. (1988) « *On the Decomposition of Wage Differentials* », The Review of Economics and Statistics, Vol. 70, No. 2, 236-243.

De Singly, F. (1982) « *Mariage, dot scolaire et position sociale* » Economie et Statistique, Vol. 142, No. 1, 7-20.

Fogel, W. et D. Lewin (1974) « *Wage Determination in the Public Sector* », Industrial and Labor Review, Vol. 27, No. 3, 410-431.

Grossbard, S. (2006) « *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics* », Springer. pp.130.

Gunderson, M. (1979) « *Earnings Differentials between the Public and the Private Sectors* », The Canadian Journal of Economics, Vol.12, No.2, 228-242.

Gunderson, M. et C. Riddell (1991) « *Provincial Sector Payrolls* » dans « *Provincial Public Finances: Plaudits, Problems and Prospects, Volume 2* », Toronto: Canadian Tax Foundation, 164-192.

Heckman, J. J. (1979) « *Sample Selection Bias as a Specification Error* », Econometrica, vol. 47, No. 1, 153-161.

Institut de la Statistique du Québec, «*Rémunération des Salariés. État et Évolution Comparés 2010*», pp. 294.

Jann, B. (2008) « *The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models* », The Stata Journal, 8(4), 453-479.

Jones, F.L. (1983) « *On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method* », The Journal of Human Resources, Vol.18, No.1, 126-130.

MacLean B. et C. Vincent (2003) « *Are estimates of a public-sector wage premium reliable?* », présenté à la 32ième conférence annuelle de l' «Atlantic Canada Economics Association», pp.32.

Montmarquette C. et F. Vaillancourt (2008) « *La rémunération des fonctionnaires québécois: une étude économétrique comparative* », étude non publiée préparée pour le Conseil du Trésor du Québec.

Mueller, R. (1998) « *Public-private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regressions* », Economic Letters, Vol. 60, No. 2, 229-235.

Mueller, R. (2000) «*Public- and Private-Sector Wage Differentials in Canada Revisited*», Industrial Relations, Vol. 39, No. 3, 375-400.

Ouimet, A. (2010), « *Discrimination salariale au Canada: Analyse et comparaison des techniques de décomposition d'Oaxaca, de Cotton et de Shrestha & Sakellariou* », mémoire de maîtrise, Montréal, HEC, pp.82.

Neumark, D. (1988) « *Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination* », The Journal of Human Resources, Vol.23, No. 3, 279-295.

Oaxaca, R. (1973) « *Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets* », International Economic Review, Vol.14, 693-709.

Prescott D. et B. Wandschneider (1999) « *Public/Private Sector Wage Differentials in Canada - Evidence from the 1991 and 1982 Surveys of Consumer Finance* », *Applied Economics*, 31:6, 723-731.

Reimers, C. (1983) « *Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men* », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 4, 570-579.

Robinson C. et N. Tomes (1984) « *Union Wage Differentials in the Public and Private Sectors: A Simultaneous Equations Specification* », *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, No. 1, 106-127.

Robinson, C. (1995) « *Union Incidence in the Public and Private Sectors* », *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 28, No. 4b, 1056-1076.

Shapiro, D. et M. Stelcner (1989) « *Canadian Public-Private Sector Earnings Differential, 1970-1980* », *Industrial Relations*, Vol. 28, No. 1, 72-81.

Simpson, W. (1985) « *The Impact of Unions on the Structure of Canada Wages: An Empirical Analysis with Microdata* », *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 18, No. 1, 164-181.

Tiagi R. (2010) « *Public Sector Wage Premium in Canada: Evidence from Labour Force Survey* », *Labour*, Vol. 24, No. 4, 456-473.

Appendice - correction pour le biais de sélection

La correction de Heckman (1979) est utilisée afin de contrôler pour un biais de sélection possible pour le secteur d'activités. Lorsque l'on estime les coefficients de rémunération pour un secteur, la correction de Heckman consiste à:

(1) Estimer un modèle probit qui nous permet d'évaluer la probabilité de faire partie du secteur d'activités en question. Ici, le modèle probit utilise la variable "conjoint travaillant dans le secteur public" sous forme dichotomique pour permettre d'identifier le modèle⁷¹. Cette variable est significative dans notre modèle probit pour l'ensemble des secteurs d'activités comparés dans la présente étude (voir section 3.2.)

(2) À partir de ce modèle, construire une variable (λ_a) pour chaque observation où le salarié fait parti d'un certain secteur d'activités (ici, à des fins d'illustration, le groupe a) qui servira de correction pour le biais de sélection. Cette variable correspond à l'inverse du ratio de Mills.

(3) Intégrer cette variable (λ_a) comme variable explicative lors de la régression par MCO du logarithme du salaire sur l'ensemble des variables explicatives identifiées (estimation de l'équation (1) par MCO en ajoutant λ_{ia} comme variable explicative). Cette variable est significative pour l'ensemble des secteurs d'activités pour lesquels la régression du logarithme du salaire est estimée (incluant les régressions estimées par sexe) sauf dans les cas de l'AMQ, de l'AQ, de l'AO et de l'AOP (femmes).

⁷¹ Outre la corrélation à la probabilité de faire partie du secteur, il est estimé ici que cette variable n'est pas une variable explicative valable quant au logarithme du salaire ce qui permet d'identifier le modèle probit. Il n'existe pas de test statistique qui puisse vérifier ceci.

Résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca en tenant compte d'un biais de sélection pour le secteur d'activités.

Comparaison des salariés de l'administration québécoise plus aux autres secteurs d'activités

Décomposition de Blinder et Oaxaca	Secteur privé (Québec)	Administration fédérale (Québec)	Administration municipale (Québec)	Secteur quasi public (Québec)	Autres salariés (Québec)	Administration provinciale plus (Ontario)
dû aux caractéristiques	24,7%	4,6%	21,2%	19,0%	-21,8%	-5,0%
dû au rendement (rente)	-0,4%	-37,6%	-65,3%	-79,1%	-16,2%	-13,9%
dû à la sélection	9,1%	22,6%	49,1%	58,9%	67,9%	3,9%
écart total	33,4%	-10,4%	4,9%	-1,1%	29,8%	-15,0%

Comparaison des salariés de l'administration québécoise aux autres secteurs d'activités

Décomposition de Blinder et Oaxaca	Secteur privé (Québec)	Administration fédérale (Québec)	Administration municipale (Québec)	Secteur quasi public (Québec)	Autres salariés (Québec)	Administration provinciale plus (Ontario)
dû aux caractéristiques	23,8%	-1,0%	7,2%	8,7%	24,2%	-7,6%
dû au rendement (rente)	109,5%	76,9%	57,6%	40,2%	106,0%	38,5%
dû à la sélection	-101,6%	-88,1%	-61,7	-51,8%	-102,1%	-56,4%
écart total	31,6%	-12,2%	3,2%	-2,9%	28,1%	-25,6%

Résultats de la décomposition de Blinder et Oaxaca en tenant compte d'un biais de sélection pour le secteur d'activités (Résultats désagrégés par sexe)

Comparaison des salariés de l'administration québécoise plus aux autres secteurs d'activités

Décomposition de Blinder et Oaxaca	Secteur Privé (SPQ) (Québec)		Autres publics (APUQ) (Québec)		Administration ontarienne plus (AOP)		Autres salariés (ASQ) (Québec)	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
dû aux caractéristiques	29,0%	18,9%	13,3%	14,7%	-3,3%	-3,6%	-23,0%	8,0%
dû au rendement (rente)	-26,4%	23,7%	-58,4%	-51,9%	-74,0%	3,3%	-50,0%	1,2%
dû à la sélection	24,3%	-0,1%	41,1%	39,4%	55,6%	-12,2%	96,6%	29,5%
écart total	26,9%	42,6%	-4,1%	2,2%	-21,7%	-12,5%	23,6%	38,7%

Comme on peut le voir dans les tableaux plus haut, utiliser la correction de Heckman avec la variable "conjoint travaillant dans le secteur public" afin d'identifier le modèle probit amène à l'estimation de rentes extrêmes, parfois supérieure à 70% du salaire. Le contraste entre les rentes estimées pour l'AQP et les rentes estimées pour l'AQ est aussi inquiétant. Étant donné ces résultats, nous concluons que le modèle probit développé ne produit pas un estimé valable de la probabilité réelle de sélection pour certains (ou tous les) secteurs d'activités. En effet, il semble que pour certains secteurs d'activités, l'estimateur du facteur de correction (λ_{ia}) est très important et a donc un impact tout aussi important sur l'estimation de la régression du logarithme du salaire (et donc sur les coefficients de rémunération estimés). Pour d'autres secteurs d'activités, on observe le phénomène contraire (soit l'estimation de faibles λ_{ia} ayant alors peu d'impact sur la régression estimée).

Annexe A - régressions MCO sectorielles mixtes qui servent dans l'application de la décomposition de Blinder et Oaxaca pour la section 4.1.

Régression administration québécoise plus (AQP), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)			
Observations:	1,575		
Coefficient de détermination:	0,4111		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	.030902	.0240229	1.29
25-29 ans	.1564701	.0420796	3.72
30-34 ans	.2005102	.0430765	4.65
35-39 ans	.2168336	.0444518	4.88
40-44 ans	.2300858	.0438332	5.25
45-49 ans	.2586043	.0422616	6.12
50-54 ans	.2218457	.045653	4.86
55-59 ans	.1723875	.050866	3.39
60-64 ans	.2339485	.0823301	2.84
65 ans et plus	.0409338	.1682366	0.24
mariés/union de fait	.0184293	.0235832	0.78
divorcés/séparés/veufs	.0516962	.0431923	1.20
études secondaires	.1554388	.0555752	2.80
études post secondaires partielles	.1810245	.0613821	2.95
certificat ou diplôme d'études post secondaires	.2281534	.052772	4.32
université - baccalauréat	.3636826	.0553344	6.57
université - cycles supérieurs	.4746991	.0630009	7.53
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-.000338	.0627826	-0.01
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	.0538239	.0432154	1.25
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	.1262066	.0462948	2.73
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	.1828251	.0499135	3.66
durée de l'emploi 20 ans et plus	.1957191	.0533878	3.67
temps plein	.0105249	.0275666	0.38
couverture syndicale	.0665861	.0343751	1.94
professionnels	-.1874701	.0629396	-2.98
personnel de bureau	-.3881267	.0605364	-6.41
santé et éducation	-.2363301	.0589593	-4.01
vente, hôtellerie et restauration	-.6237545	.0638275	-9.77
protection	-.2392934	.0707297	-3.38
cols bleus	-.5023609	.1036837	-4.85
région métropolitaine de Montréal	-.0233779	.0197556	-1.18
saisonnier, temporaire et contractuel	-.0483814	.0322882	-1.50
occasionnel et autre	.0024821	.0560058	0.04
firmer - entre 20 et 99 employés	.0496303	.0816547	0.61
firmer - entre 100 et 499 employés	.0820707	.0752657	1.09
firmer - plus de 500 employés	.1109573	.0728448	1.52
constante	2.717777	.1111145	24.46

Régression secteur privé au Québec (SPQ), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	6,587		
Coefficient de détermination:	0,4786		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	.1462564	.0117511	12.45
25-29 ans	.1389918	.0196681	7.07
30-34 ans	.1962757	.0213247	9.20
35-39 ans	.203022	.0230192	8.82
40-44 ans	.2114125	.0218026	9.70
45-49 ans	.218249	.0219922	9.92
50-54 ans	.2040581	.0224285	9.10
55-59 ans	.1860194	.02359	7.89
60-64 ans	.1716499	.0269591	6.37
65 ans et plus	-.0274619	.0701187	-0.39
mariés/union de fait	.0639301	.0131671	4.86
divorcés/séparés/veufs	.0082923	.0238563	0.35
études secondaires	.0479331	.0162614	2.95
études post secondaires partielles	.0699697	.0183102	3.82
certificat ou diplôme d'études post secondaires	.1461969	.0139956	10.45
université - baccalauréat	.2344905	.022618	10.37
université - cycles supérieurs	.2812302	.0374575	7.51
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	.0132584	.0198277	0.67
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	.0489311	.0154137	3.17
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	.0945442	.0201096	4.70
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	.1334528	.0212115	6.29
durée de l'emploi 20 ans et plus	.1769858	.023844	7.42
temps plein	.1197604	.0153388	7.81
couverture syndicale	.0964565	.0127617	7.56
professionnels	-.167526	.0301645	-5.55
personnel de bureau	-.3842636	.0266529	-14.42
santé et éducation	-.2625884	.0385226	-6.82
vente, hôtellerie et restauration	-.5438734	.0283463	-19.19
protection	-.6219705	.0407479	-15.26
cols bleus	-.4126749	.0276768	-14.91
région métropolitaine de Montréal	.0278361	.0104375	2.67
saisonnier, temporaire et contractuel	.0161501	.0184074	0.88
occasionnel et autre	-.0337219	.0286312	-1.18
firmes - entre 20 et 99 employés	.0453255	.01494	3.03
firmes - entre 100 et 499 employés	.0616897	.0175182	3.52
firmes - plus de 500 employés	.1201179	.0136806	8.78
constante	2.589218	.0349918	74.00

Régression administration fédérale au Québec (AFQ), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	311		
Coefficient de détermination:	0,5153		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	0,1099176	0,0387507	2,84
25-29 ans	0,1568964	0,0924078	1,7
30-34 ans	0,2369786	0,1003673	2,36
35-39 ans	0,3033882	0,102769	2,95
40-44 ans	0,2573682	0,1229894	2,09
45-49 ans	0,2333433	0,1102299	2,12
50-54 ans	0,257714	0,1212376	2,13
55-59 ans	0,2565575	0,1127979	2,27
60-64 ans	0,224457	0,1523833	1,47
65 ans et plus	1,035307	0,1730448	5,98
mariés/union de fait	0,0548329	0,0494364	1,11
divorcés/séparés/veufs	-0,0159424	0,0764972	-0,21
études secondaires	0,217468	0,0980349	2,22
études post secondaires partielles	0,1965213	0,1260112	1,56
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,2137224	0,0948468	2,25
université - baccalauréat	0,2854012	0,1045907	2,73
université - cycles supérieurs	0,424293	0,1189178	3,57
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0357778	0,1207029	-0,3
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,0202151	0,093045	-0,22
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0357451	0,1026223	0,35
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	-0,0823688	0,1092418	-0,75
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,0463459	0,1137268	0,41
temps plein	0,550102	0,1299663	4,23
couverture syndicale	0,0726637	0,0797637	0,91
professionnels	-0,0826026	0,0806958	-1,02
personnel de bureau	-0,3090334	0,0829898	-3,72
santé et éducation	-0,0883692	0,1699683	-0,52
vente, hôtellerie et restauration	-0,5425628	0,1566559	-3,46
protection	-0,1677373	0,108406	-1,55
cols bleus	-0,4575353	0,1183884	-3,86
région métropolitaine de Montréal	0,0953511	0,0618085	1,54
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,1087337	0,0812162	-1,34
occasionnel et autre	0,0822152	0,2081879	0,39
firmes - entre 20 et 99 employés	-0,170199	0,2735078	-0,62
firmes - entre 100 et 499 employés	0,1834042	0,2771349	0,66
firmes - plus de 500 employés	0,076244	0,2623965	0,29
constante	2,294543	0,3220225	7,13

Régression administration municipale au Québec (AMQ), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	188		
Coefficient de détermination:	0,5858		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	0,0821663	0,060886	1,35
25-29 ans	-0,050756	0,1479668	-0,34
30-34 ans	0,0764583	0,1547413	0,49
35-39 ans	0,039808	0,1711976	0,23
40-44 ans	0,0446749	0,1488279	0,3
45-49 ans	0,2707749	0,1871167	1,45
50-54 ans	0,1567768	0,1631525	0,96
55-59 ans	0,0089976	0,1493262	0,06
60-64 ans	-0,2630328	0,2179785	-1,21
65 ans et plus	0,0777703	0,2105125	0,37
mariés/union de fait	0,0361998	0,0591998	0,61
divorcés/séparés/veufs	0,0182657	0,0948998	0,19
études secondaires	0,0915159	0,202433	0,45
études post secondaires partielles	-0,1694398	0,1762404	-0,96
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1830827	0,146066	1,25
université - baccalauréat	0,2638306	0,164092	1,61
université - cycles supérieurs	0,4085127	0,2338874	1,75
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,3962624	0,159201	2,49
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,0134937	0,1354275	-0,1
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0068483	0,129088	0,05
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1586093	0,1496236	1,06
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,2645418	0,1511832	1,75
temps plein	0,3485645	0,1523243	2,29
couverture syndicale	0,1836222	0,0736088	2,49
professionnels	-0,1571093	0,2445286	-0,64
personnel de bureau	-0,1992141	0,2314685	-0,86
santé et éducation	-0,1734982	0,2522463	-0,69
vente, hôtellerie et restauration	-0,6011866	0,2670006	-2,25
protection	-0,1329389	0,2227617	-0,6
cols bleus	-0,2540903	0,2159823	-1,18
région métropolitaine de Montréal	0,0022199	0,0675036	0,03
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,1837075	0,0958367	-1,92
occasionnel et autre	0,219088	0,2124062	1,03
firmes - entre 20 et 99 employés	-0,1763339	0,1205363	-1,46
firmes - entre 100 et 499 employés	0,2105276	0,0986074	2,14
firmes - plus de 500 employés	0,0783928	0,0977447	0,8
constante	2,409019	0,2984563	8,07

Régression quasi public au Québec (SQPQ), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	349		
Coefficient de détermination:	0,528		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	0,0554626	0,0444415	1,25
25-29 ans	0,1317232	0,093759	1,4
30-34 ans	0,0834797	0,0969206	0,86
35-39 ans	0,0657275	0,0899838	0,73
40-44 ans	0,2053697	0,0863659	2,38
45-49 ans	0,0212492	0,0986286	0,22
50-54 ans	0,1670117	0,101661	1,64
55-59 ans	0,0199674	0,0968648	0,21
60-64 ans	0,0021245	0,1148077	0,02
65 ans et plus	-0,2514184	0,117649	-2,14
mariés/union de fait	0,0959895	0,0415467	2,31
divorcés/séparés/veufs	0,0819606	0,0649977	1,26
études secondaires	-0,0019574	0,0766882	-0,03
études post secondaires partielles	0,0598944	0,0850652	0,7
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,0730388	0,0740695	0,99
université - baccalauréat	0,0591546	0,0839378	0,7
université - cycles supérieurs	0,4056909	0,1174428	3,45
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,1132694	0,1003208	-1,13
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,075776	0,0838687	-0,9
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	-0,0143266	0,0835432	-0,17
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,05056	0,0880724	0,57
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,0315531	0,0959813	0,33
temps plein	0,1297337	0,0802864	1,62
couverture syndicale	0,0178677	0,0534273	0,33
professionnels	0,2180124	0,1150402	1,9
personnel de bureau	-0,0385316	0,1110696	-0,35
santé et éducation	0,0295179	0,1716362	0,17
vente, hôtellerie et restauration	-0,2653862	0,1250201	-2,12
protection	0,235679	0,1706766	1,38
cols bleus	0,0128637	0,1111847	0,12
région métropolitaine de Montréal	0,011216	0,038152	0,29
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,1838553	0,0570566	-3,22
occasionnel et autre	-0,188605	0,0765014	-2,47
firmes - entre 20 et 99 employés	0,1929995	0,093648	2,06
firmes - entre 100 et 499 employés	0,4311859	0,0949943	4,54
firmes - plus de 500 employés	0,3960874	0,0808943	4,9
constante	2,476701	0,189254	13,09

Régression secteur des autres salariés québécois, (ASQ) Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	7,435		
Coefficient de détermination:	0,4926		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	0,1388721	0,0111043	12,51
25-29 ans	0,1377858	0,0187262	7,36
30-34 ans	0,1894162	0,0204895	9,24
35-39 ans	0,1928318	0,0216205	8,92
40-44 ans	0,2090668	0,0206739	10,11
45-49 ans	0,2091187	0,021078	9,92
50-54 ans	0,2110412	0,0211523	9,98
55-59 ans	0,1701117	0,0222072	7,66
60-64 ans	0,1514486	0,0265731	5,7
65 ans et plus	-0,0225274	0,0631047	-0,36
mariés/union de fait	0,0671392	0,0123581	5,43
divorcés/séparés/veufs	0,0261491	0,0218362	1,2
études secondaires	0,0488897	0,0159286	3,07
études post secondaires partielles	0,0739008	0,0179403	4,12
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1491741	0,0135613	11
université - baccalauréat	0,2318895	0,0211664	10,96
université - cycles supérieurs	0,3040925	0,0340342	8,93
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,0070161	0,0194442	0,36
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0438913	0,0150661	2,91
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0941767	0,0191048	4,93
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1328178	0,0202202	6,57
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1822725	0,0226002	8,07
temps plein	0,1316798	0,0148002	8,9
couverture syndicale	0,1167523	0,0116773	10
professionnels	-0,1371865	0,0278304	-4,93
personnel de bureau	-0,3581547	0,0251372	-14,25
santé et éducation	-0,2514935	0,0371439	-6,77
vente, hôtellerie et restauration	-0,5296927	0,0270103	-19,61
protection	-0,4455697	0,044558	-10
cols bleus	-0,3960987	0,0262357	-15,1
région métropolitaine de Montréal	0,0218274	0,0098705	2,21
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0020451	0,0172954	-0,12
occasionnel et autre	-0,0315845	0,0267591	-1,18
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0407117	0,0146107	2,79
firmes - entre 100 et 499 employés	0,0689557	0,0170317	4,05
firmes - plus de 500 employés	0,1313057	0,0133526	9,83
constante	2,568817	0,0335122	76,65

Régression administration ontarienne plus (AOP), Mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	2,462		
Coefficient de détermination:	0,3826		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
hommes	0,0916052	0,0206481	4,44
25-29 ans	0,2064393	0,0525793	3,93
30-34 ans	0,3080911	0,0541316	5,69
35-39 ans	0,3204248	0,0583054	5,5
40-44 ans	0,3013031	0,057368	5,25
45-49 ans	0,3350156	0,0558325	6
50-54 ans	0,356613	0,0567823	6,28
55-59 ans	0,2946316	0,0650743	4,53
60-64 ans	0,3753673	0,064092	5,86
65 ans et plus	0,6464286	0,1324851	4,88
mariés/union de fait	0,0133113	0,0271813	0,49
divorcés/séparés/veufs	-0,0323526	0,0372935	-0,87
études secondaires	0,0654343	0,0541042	1,21
études post secondaires partielles	0,0332667	0,0642608	0,52
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1097937	0,0510627	2,15
université - baccalauréat	0,2218862	0,0533088	4,16
université - cycles supérieurs	0,2386487	0,0585661	4,07
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0177717	0,0738908	-0,24
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,0540464	0,0440016	-1,23
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,048808	0,0480293	1,02
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,0689997	0,0507339	1,36
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,054939	0,0535172	1,03
temps plein	0,0594472	0,0303822	1,96
couverture syndicale	0,1064934	0,024728	4,31
professionnels	-0,1955325	0,0403918	-4,84
personnel de bureau	-0,4944731	0,0375393	-13,17
santé et éducation	-0,2813026	0,037534	-7,49
vente, hôtellerie et restauration	-0,6986272	0,0462103	-15,12
protection	-0,4205122	0,0736403	-5,71
cols bleus	-0,4956188	0,0785686	-6,31
région métropolitaine de Montréal	-0,0078116	0,0207737	-0,38
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,10228	0,0391338	-2,61
occasionnel et autre	-0,2677328	0,0563697	-4,75
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0682872	0,0587173	1,16
firmes - entre 100 et 499 employés	0,1884836	0,0559634	3,37
firmes - plus de 500 employés	0,1973061	0,0498682	3,96
constante	2,870758	0,0977865	29,36

Annexe B - complément à la section 4.2. et régressions MCO sectorielles par sexe qui servent dans l'application de la décomposition de Blinder et Oaxaca pour la section 4.2.

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise plus (AQP) et secteur privé au Québec (SPQ) - (hommes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,033	0,029	0,062
Statut Marital	0,010	-0,041	-0,031
Éducation	0,053	0,072	0,125
Durée d'emploi	0,020	0,065	0,085
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,001	-0,123	-0,124
Statut syndical	0,060	-0,062	-0,002
Type d'occupation	0,065	-0,010	0,055
Centre métropolitain	-0,001	-0,016	-0,017
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,003	-0,007	-0,004
Nombre d'employés	0,035	-0,016	0,019
Constante		0,101	0,101
Total	0,276	-0,007	0,269
Pourcentage	102,74%	-2,74%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise plus (AQP) et secteur privé au Québec (SPQ) - (femmes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,018	0,071	0,089
Statut Marital	0,002	0,003	0,004
Éducation	0,064	0,153	0,217
Durée d'emploi	0,028	0,012	0,040
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,004	-0,076	-0,072
Statut syndical	0,027	0,016	0,044
Type d'occupation	0,103	0,042	0,145
Centre métropolitain	-0,005	-0,034	-0,039
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,001	-0,006	-0,007
Nombre d'employés	0,044	0,009	0,053
Constante		-0,048	-0,048
Total	0,285	0,141	0,426
Pourcentage	66,94%	33,06%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise plus (AQP) et secteur "autres publics" au Québec (APUQ) - (hommes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	-0,009	-0,017	-0,026
Statut Marital	-0,008	-0,091	-0,099
Éducation	0,060	0,005	0,065
Durée d'emploi	-0,008	0,088	0,080
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,018	-0,191	-0,209
Statut syndical	0,000	0,015	0,016
Type d'occupation	0,046	-0,309	-0,263
Centre métropolitain	0,000	-0,010	-0,010
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,008	0,027	0,019
Nombre d'employés	0,008	-0,158	-0,150
Constante		0,536	0,536
Total	0,064	-0,104	-0,041
Pourcentage	-156,32%	256,32%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise plus (AQP) et secteur "autres publics" au Québec (APUQ) - (femmes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	-0,001	0,124	0,123
Statut Marital	0,003	0,035	0,038
Éducation	0,010	0,193	0,203
Durée d'emploi	0,007	0,253	0,260
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,063	-0,332	-0,396
Statut syndical	0,007	-0,033	-0,026
Type d'occupation			
	-0,038	-0,078	-0,116
Centre métropolitain	0,003	-0,029	-0,026
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,012	0,024	0,012
Nombre d'employés	0,008	-0,065	-0,058
Constante		0,006	0,006
Total	-0,076	0,097	0,022
Pourcentage	-352,00%	452,00%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et les autres salariés québécois (ASQ) - (hommes)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,028	0,036	0,064
Statut Marital	0,009	-0,048	-0,039
Éducation	0,055	0,065	0,120
Durée d'emploi	0,019	0,061	0,080
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,002	-0,132	-0,134
Statut syndical	0,054	-0,062	-0,008
Type d'occupation	0,065	-0,042	0,023
Centre métropolitain	0,000	-0,015	-0,015
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,001	-0,003	-0,002
Nombre d'employés	0,034	-0,025	0,010
Constante		0,138	0,138
Total	0,262	-0,026	0,236
Pourcentage	110,84%	-10,84%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et les autres salariés québécois (ASQ) - (femmes)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,016	0,076	0,091
Statut Marital	0,001	0,005	0,006
Éducation	0,060	0,151	0,211
Durée d'emploi	0,024	0,021	0,045
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,003	-0,089	-0,087
Statut syndical	0,054	-0,025	0,030
Type d'occupation	0,092	0,030	0,122
Centre métropolitain	-0,003	-0,029	-0,032
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,002	-0,005	-0,007
Nombre d'employés	0,047	-0,002	0,045
Constante		-0,038	-0,038
Total	0,292	0,096	0,387
Pourcentage	75,28%	24,72%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et administration ontarienne plus (AOP) - (hommes)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	-0,012	-0,133	-0,145
Statut Marital	0,000	0,018	0,018
Éducation	-0,003	0,050	0,047
Durée d'emploi	-0,002	0,383	0,381
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,001	-0,081	-0,081
Statut syndical	0,012	-0,110	-0,098
Type d'occupation	-0,041	0,112	0,071
Centre métropolitain	0,000	-0,018	-0,018
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,009	0,050	0,042
Nombre d'employés	-0,004	-0,004	-0,008
Constante		-0,424	-0,424
Total	-0,060	-0,157	-0,217
Pourcentage	27,81%	72,19%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise plus (AQP) et administration ontarienne plus (AOP) - (femmes)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	-0,009	-0,062	-0,071
Statut Marital	0,000	0,023	0,023
Éducation	-0,007	0,215	0,208
Durée d'emploi	-0,010	-0,004	-0,015
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,003	-0,026	-0,028
Statut syndical	0,011	-0,020	-0,009
Type d'occupation	-0,021	0,049	0,028
Centre métropolitain	0,000	-0,002	-0,003
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,009	0,015	0,006
Nombre d'employés	0,003	-0,093	-0,090
Constante		-0,174	-0,174
Total	-0,045	-0,080	-0,125
Pourcentage	36,17%	63,83%	100,00%

Régression pour l'administration québécoise plus (AQP), hommes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	438		
Coefficient de détermination:	0,4472		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,2562806	0,0840537	3,05
30-34 ans	0,2154329	0,0907895	2,37
35-39 ans	0,3655886	0,0970611	3,77
40-44 ans	0,2937879	0,0911139	3,22
45-49 ans	0,3308035	0,0850038	3,89
50-54 ans	0,3124684	0,0909344	3,44
55-59 ans	0,2245679	0,1159817	1,94
60-64 ans	0,523806	0,1620418	3,23
65 ans et plus	-0,0300202	0,2435621	-0,12
mariés/union de fait	0,0283302	0,0463319	0,61
divorcés/séparés/veufs	0,1626282	0,1349893	1,2
études secondaires	0,1159312	0,1186994	0,98
études post secondaires partielles	0,1748268	0,1143224	1,53
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1471429	0,1046845	1,41
université - baccalauréat	0,2445861	0,1116147	2,19
université - cycles supérieurs	0,3957216	0,1139178	3,47
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,0651877	0,1066553	0,61
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,1187489	0,0768178	1,55
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,2057591	0,084138	2,45
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,2406871	0,0915531	2,63
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1936151	0,0934016	2,07
temps plein	0,0027667	0,0770406	0,04
couverture syndicale	0,0511922	0,0636923	0,8
professionnels	-0,1843968	0,0948367	-1,94
personnel de bureau	-0,3602843	0,0955004	-3,77
santé et éducation	-0,3008515	0,0873694	-3,44
vente, hôtellerie et restauration	-0,6551971	0,0988897	-6,63
protection	-0,3217278	0,0974174	-3,3
cols bleus	-0,5547253	0,1171073	-4,74
région métropolitaine de Montréal	-0,0335143	0,0405966	-0,83
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0322168	0,0695245	-0,46
occasionnel et autre	0,1871883	0,1068309	1,75
firμες - entre 20 et 99 employés	-0,0113706	0,1820654	-0,06
firμες - entre 100 et 499 employés	0,0161102	0,1810614	0,09
firμες - plus de 500 employés	0,1327504	0,1738528	0,76
constante	2,742971	0,2392962	11,46

Régression pour l'administration québécoise plus (AQP), femmes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	1137		
Coefficient de détermination:	0,4188		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,1475339	0,0491004	3
30-34 ans	0,2162688	0,0479173	4,51
35-39 ans	0,1833493	0,0480986	3,81
40-44 ans	0,2281601	0,050935	4,48
45-49 ans	0,2568997	0,0498294	5,16
50-54 ans	0,2064169	0,0534178	3,86
55-59 ans	0,1772248	0,0537712	3,3
60-64 ans	0,1786204	0,0968593	1,84
65 ans et plus	0,2122652	0,1909609	1,11
mariés/union de fait	0,0157419	0,0269152	0,58
divorcés/séparés/veufs	0,040604	0,044876	0,9
études secondaires	0,2117315	0,0584867	3,62
études post secondaires partielles	0,240078	0,0688264	3,49
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,2895147	0,0568616	5,09
université - baccalauréat	0,442569	0,0578116	7,66
université - cycles supérieurs	0,547772	0,0675091	8,11
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0215134	0,0749031	-0,29
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0389246	0,0521527	0,75
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,1107863	0,0550078	2,01
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1751684	0,0596526	2,94
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,2161228	0,0651728	3,32
temps plein	0,0055905	0,0286966	0,19
couverture syndicale	0,0605527	0,041261	1,47
professionnels	-0,1583168	0,0819391	-1,93
personnel de bureau	-0,365279	0,0758658	-4,81
santé et éducation	-0,2013563	0,0757855	-2,66
vente, hôtellerie et restauration	-0,5971151	0,0802313	-7,44
protection	-0,2135665	0,0937056	-2,28
cols bleus	-0,7371727	0,0960508	-7,67
région métropolitaine de Montréal	-0,024684	0,0222875	-1,11
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0424951	0,0349888	-1,21
occasionnel et autre	-0,026654	0,0633222	-0,42
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0737558	0,0850514	0,87
firmes - entre 100 et 499 employés	0,1103881	0,0730319	1,51
firmes - plus de 500 employés	0,1084948	0,0715891	1,52
constante	2,642933	0,1195187	22,11

Régression pour le secteur privé au Québec (SPQ), hommes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	3,605		
Coefficient de détermination:	0,4698		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,1863295	0,0267721	6,96
30-34 ans	0,2539284	0,029234	8,69
35-39 ans	0,2554114	0,0315971	8,08
40-44 ans	0,2772736	0,0302829	9,16
45-49 ans	0,2747562	0,0306552	8,96
50-54 ans	0,2978821	0,0299648	9,94
55-59 ans	0,2558153	0,0325875	7,85
60-64 ans	0,2575284	0,0379892	6,78
65 ans et plus	0,0030062	0,0925124	0,03
mariés/union de fait	0,0956691	0,0183265	5,22
divorcés/séparés/veufs	0,0311938	0,0334442	0,93
études secondaires	0,0348269	0,0215204	1,62
études post secondaires partielles	0,0698905	0,0240061	2,91
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1142569	0,0179835	6,35
université - baccalauréat	0,1784637	0,0324639	5,5
université - cycles supérieurs	0,2307535	0,0500468	4,61
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,0237687	0,0266899	0,89
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0698904	0,0217548	3,21
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,1142934	0,028489	4,01
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1365897	0,0299618	4,56
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1329091	0,0330383	4,02
temps plein	0,1455825	0,0245271	5,94
couverture syndicale	0,1311007	0,0167844	7,81
professionnels	-0,1286533	0,0437981	-2,94
personnel de bureau	-0,4055357	0,0386703	-10,49
santé et éducation	-0,2850534	0,0762208	-3,74
vente, hôtellerie et restauration	-0,5511129	0,0403598	-13,66
protection	-0,6369085	0,053607	-11,88
cols bleus	-0,4066988	0,0373245	-10,9
région métropolitaine de Montréal	0,0064308	0,0145137	0,44
saisonnier, temporaire et contractuel	0,0270103	0,0247392	1,09
occasionnel et autre	-0,0052024	0,031771	-0,16
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0758519	0,0214078	3,54
firmes - entre 100 et 499 employés	0,0760152	0,0240866	3,16
firmes - plus de 500 employés	0,1346341	0,0198415	6,79
constante	2,642447	0,0482718	54,74

Régression pour le secteur privé au Québec (SPQ), femmes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	2,982		
Coefficient de détermination:	0,4861		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,0948333	0,0273194	3,47
30-34 ans	0,1392636	0,0301576	4,62
35-39 ans	0,1425447	0,0327066	4,36
40-44 ans	0,1524211	0,0300078	5,08
45-49 ans	0,1557557	0,0304358	5,12
50-54 ans	0,1019483	0,032381	3,15
55-59 ans	0,1161357	0,0331405	3,5
60-64 ans	0,0908571	0,0374126	2,43
65 ans et plus	-0,0532461	0,0908454	-0,59
mariés/union de fait	0,0201845	0,0187028	1,08
divorcés/séparés/veufs	-0,0099616	0,0325442	-0,31
études secondaires	0,0599399	0,0230589	2,6
études post secondaires partielles	0,0600704	0,0262602	2,29
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1636963	0,0209174	7,83
université - baccalauréat	0,2723267	0,0308943	8,81
université - cycles supérieurs	0,3253301	0,0539608	6,03
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,00965	0,0281732	0,34
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0249318	0,0205128	1,22
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0839242	0,027639	3,04
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,137324	0,0293735	4,68
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,2324938	0,0322139	7,22
temps plein	0,1088047	0,0189505	5,74
couverture syndicale	0,0414157	0,0189713	2,18
professionnels	-0,2176913	0,040483	-5,38
personnel de bureau	-0,378692	0,0363798	-10,41
santé et éducation	-0,2574664	0,0475217	-5,42
vente, hôtellerie et restauration	-0,5505178	0,038942	-14,14
protection	-0,5855192	0,0657191	-8,91
cols bleus	-0,5507429	0,0424998	-12,96
région métropolitaine de Montréal	0,0542695	0,0142338	3,81
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0044167	0,0260003	-0,17
occasionnel et autre	-0,0316861	0,0446568	-0,71
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0076683	0,0196472	0,39
firmes - entre 100 et 499 employés	0,0669423	0,0247795	2,7
firmes - plus de 500 employés	0,1097675	0,0182975	6
constante	2,690526	0,0479129	56,15

Régression pour les autres salariés québécois (ASQ), hommes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	4,064		
Coefficient de détermination:	0,4805		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,1905275	0,0251311	7,58
30-34 ans	0,244961	0,0278399	8,8
35-39 ans	0,2498399	0,0294689	8,48
40-44 ans	0,2648724	0,0284012	9,33
45-49 ans	0,2629764	0,0293597	8,96
50-54 ans	0,306295	0,0280337	10,93
55-59 ans	0,2316326	0,0308344	7,51
60-64 ans	0,2181597	0,0378198	5,77
65 ans et plus	0,0021892	0,0865	0,03
mariés/union de fait	0,1037788	0,0170338	6,09
divorcés/séparés/veufs	0,0528333	0,0315133	1,68
études secondaires	0,0319627	0,0212687	1,5
études post secondaires partielles	0,0753507	0,0232361	3,24
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1176084	0,0173801	6,77
université - baccalauréat	0,1793123	0,0300059	5,98
université - cycles supérieurs	0,2633232	0,0464939	5,66
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,0228812	0,0265229	0,86
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0667699	0,0211394	3,16
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,1131507	0,0269393	4,2
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1398809	0,0283325	4,94
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1580201	0,0311718	5,07
temps plein	0,1557569	0,0234256	6,65
couverture syndicale	0,1314729	0,0157231	8,36
professionnels	-0,1097663	0,039863	-2,75
personnel de bureau	-0,3702991	0,0363483	-10,19
santé et éducation	-0,2587368	0,0727647	-3,56
vente, hôtellerie et restauration	-0,5266539	0,038303	-13,75
protection	-0,4342431	0,0572153	-7,59
cols bleus	-0,3778655	0,0352948	-10,71
région métropolitaine de Montréal	0,004103	0,0136482	0,3
saisonnier, temporaire et contractuel	0,0068102	0,0229677	0,3
occasionnel et autre	-0,0171419	0,0291766	-0,59
firμες - entre 20 et 99 employés	0,0737914	0,021004	3,51
firμες - entre 100 et 499 employés	0,0849543	0,0233983	3,63
firμες - plus de 500 employés	0,1442347	0,0193833	7,44
constante	2,605408	0,0461161	56,5

Régression pour les autres salariés québécois (ASQ), femmes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	3,371		
Coefficient de détermination:	0,5032		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,0833287	0,0269764	3,09
30-34 ans	0,132036	0,0291501	4,53
35-39 ans	0,126774	0,0309148	4,1
40-44 ans	0,1589236	0,0289634	5,49
45-49 ans	0,1502431	0,0292482	5,14
50-54 ans	0,1025037	0,0306227	3,35
55-59 ans	0,1090927	0,0310574	3,51
60-64 ans	0,0876672	0,0364198	2,41
65 ans et plus	-0,0452457	0,0792912	-0,57
mariés/union de fait	0,0155928	0,0177263	0,88
divorcés/séparés/veufs	-0,0002505	0,0290962	-0,01
études secondaires	0,0648324	0,0225192	2,88
études post secondaires partielles	0,0628173	0,0258713	2,43
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1647258	0,0202955	8,12
université - baccalauréat	0,269978	0,0291683	9,26
université - cycles supérieurs	0,3381596	0,0478577	7,07
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0059599	0,0272829	-0,22
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0160647	0,0203343	0,79
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0822465	0,0263125	3,13
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,12968	0,0279448	4,64
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,2070581	0,0306827	6,75
temps plein	0,1269267	0,0184463	6,88
couverture syndicale	0,089763	0,0167774	5,35
professionnels	-0,1720689	0,0380105	-4,53
personnel de bureau	-0,3564004	0,0343814	-10,37
santé et éducation	-0,255777	0,0458102	-5,58
vente, hôtellerie et restauration	-0,5441464	0,0371659	-14,64
protection	-0,4448395	0,0692934	-6,42
cols bleus	-0,5517932	0,0409666	-13,47
région métropolitaine de Montréal	0,0415184	0,0136744	3,04
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0155307	0,0249249	-0,62
occasionnel et autre	-0,0281601	0,0431489	-0,65
firmes - entre 20 et 99 employés	-0,0010665	0,0192773	-0,06
firmes - entre 100 et 499 employés	0,0721454	0,0241521	2,99
firmes - plus de 500 employés	0,1231677	0,0178175	6,91
constante	2,680991	0,0462244	58

Régression pour le secteur "autres publics" au Québec (APUQ), hommes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	459		
Coefficient de détermination:	0,5148		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,295799	0,0798952	3,7
30-34 ans	0,3129934	0,0843994	3,71
35-39 ans	0,3153025	0,0830091	3,8
40-44 ans	0,3211169	0,0819443	3,92
45-49 ans	0,303073	0,0956126	3,17
50-54 ans	0,4102212	0,0888145	4,62
55-59 ans	0,2315619	0,0904462	2,56
60-64 ans	0,0587246	0,1307587	0,45
65 ans et plus	0,1910144	0,1191313	1,6
mariés/union de fait	0,1590665	0,039011	4,08
divorcés/séparés/veufs	0,1708933	0,0710895	2,4
études secondaires	0,0609684	0,0798877	0,76
études post secondaires partielles	0,0703849	0,0778294	0,9
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,147371	0,0634741	2,32
université - baccalauréat	0,1847743	0,0777342	2,38
université - cycles supérieurs	0,5088236	0,1082261	4,7
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,1494186	0,1361875	1,1
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0106695	0,0840098	0,13
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0652627	0,0869628	0,75
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,0730725	0,0942022	0,78
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1698771	0,0991651	1,71
temps plein	0,2248457	0,0828026	2,72
couverture syndicale	0,0311501	0,0502255	0,62
professionnels	0,0580382	0,0984683	0,59
personnel de bureau	-0,0656846	0,1016912	-0,65
santé et éducation	0,0681233	0,1775111	0,38
vente, hôtellerie et restauration	-0,2895163	0,1180929	-2,45
protection	-0,0457302	0,1088603	-0,42
cols bleus	-0,1019133	0,0954395	-1,07
région métropolitaine de Montréal	-0,0086464	0,0344016	-0,25
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,1403453	0,0549579	-2,55
occasionnel et autre	-0,0629211	0,0866386	-0,73
firmes - entre 20 et 99 employés	0,0264369	0,1024155	0,26
firmes - entre 100 et 499 employés	0,2779857	0,0948471	2,93
firmes - plus de 500 employés	0,2846061	0,0925197	3,08
constante	2,207306	0,1667623	13,24

Régression pour le secteur "autres publics" au Québec (APUQ), femmes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	389		
Coefficient de détermination:	0,5005		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	-0,0057193	0,0713588	-0,08
30-34 ans	0,0679031	0,0746868	0,91
35-39 ans	-0,0043726	0,0798026	-0,05
40-44 ans	0,1536102	0,0784803	1,96
45-49 ans	0,0907318	0,0876358	1,04
50-54 ans	0,0946298	0,078695	1,2
55-59 ans	0,0467665	0,0799621	0,58
60-64 ans	0,1503943	0,1244082	1,21
65 ans et plus	-0,042053	0,1818606	-0,23
mariés/union de fait	-0,0181288	0,0465302	-0,39
divorcés/séparés/veufs	-0,0666229	0,0600382	-1,11
études secondaires	0,071884	0,1015167	0,71
études post secondaires partielles	0,1103873	0,1331841	0,83
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1420334	0,0979538	1,45
université - baccalauréat	0,1729237	0,1012897	1,71
université - cycles supérieurs	0,3162661	0,1166023	2,71
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,199395	0,083003	-2,4
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,2021743	0,0792386	-2,55
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	-0,1537391	0,0827851	-1,86
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	-0,1525032	0,0854232	-1,79
durée de l'emploi 20 ans et plus	-0,128864	0,0879941	-1,46
temps plein	0,4564304	0,0644635	7,08
couverture syndicale	0,0990435	0,060876	1,63
professionnels	0,0267292	0,1038583	0,26
personnel de bureau	-0,201421	0,1071129	-1,88
santé et éducation	-0,1806825	0,1662596	-1,09
vente, hôtellerie et restauration	-0,3832748	0,1355132	-2,83
protection	-0,1192737	0,1199621	-0,99
cols bleus	-0,2578087	0,1217201	-2,12
région métropolitaine de Montréal	0,0424614	0,0407149	1,04
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,1907906	0,0697267	-2,74
occasionnel et autre	0,0197825	0,1220209	0,16
firμες - entre 20 et 99 employés	-0,0499831	0,1064831	-0,47
firμες - entre 100 et 499 employés	0,2554304	0,0959898	2,66
firμες - plus de 500 employés	0,1763439	0,0895316	1,97
constante	2,636511	0,1717919	15,35

Régression pour l'administration ontarienne plus (AOP), hommes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	660		
Coefficient de détermination:	0,4567		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,1974046	0,1159113	1,7
30-34 ans	0,3008921	0,1198935	2,51
35-39 ans	0,3465696	0,1208487	2,87
40-44 ans	0,4562249	0,1214632	3,76
45-49 ans	0,4319489	0,1173569	3,68
50-54 ans	0,5429497	0,1206986	4,5
55-59 ans	0,5419328	0,1233857	4,39
60-64 ans	0,6508852	0,1326326	4,91
65 ans et plus	0,9070782	0,2212815	4,1
mariés/union de fait	0,0155689	0,0457364	0,34
divorcés/séparés/veufs	-0,0487368	0,0679404	-0,72
études secondaires	0,1459789	0,0909658	1,6
études post secondaires partielles	0,0892193	0,1314243	0,68
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,1819495	0,087887	2,07
université - baccalauréat	0,1546084	0,0931655	1,66
université - cycles supérieurs	0,2136846	0,0996839	2,14
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0420158	0,1272322	-0,33
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,2247806	0,0863256	-2,6
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	-0,26936	0,0990013	-2,72
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	-0,2431979	0,0975103	-2,49
durée de l'emploi 20 ans et plus	-0,2674613	0,1069516	-2,5
temps plein	0,0965469	0,0834755	1,16
couverture syndicale	0,1936252	0,0486151	3,98
professionnels	-0,3022743	0,0639197	-4,73
personnel de bureau	-0,5871932	0,0783519	-7,49
santé et éducation	-0,3468419	0,0697277	-4,97
vente, hôtellerie et restauration	-0,8507378	0,0882942	-9,64
protection	-0,4919358	0,0987192	-4,98
cols bleus	-0,6775257	0,0995233	-6,81
région métropolitaine de Montréal	0,0119545	0,0363398	0,33
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,2022234	0,0775623	-2,61
occasionnel et autre	-0,5082631	0,1103494	-4,61
firmes - entre 20 et 99 employés	-0,1347895	0,1226576	-1,1
firmes - entre 100 et 499 employés	0,1122013	0,096422	1,16
firmes - plus de 500 employés	0,1259132	0,0900519	1,4
constante	3,166972	0,1704359	18,58

Régression pour l'administration ontarienne plus (AOP), femmes (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	1,802		
Coefficient de détermination:	0,3783		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
25-29 ans	0,2128027	0,0544708	3,91
30-34 ans	0,3156584	0,0551109	5,73
35-39 ans	0,2970745	0,0632235	4,7
40-44 ans	0,2432029	0,0612027	3,97
45-49 ans	0,2969713	0,0589522	5,04
50-54 ans	0,2900546	0,0588407	4,93
55-59 ans	0,2139428	0,0714245	3
60-64 ans	0,2701473	0,0682448	3,96
65 ans et plus	0,4100747	0,0892153	4,6
mariés/union de fait	-0,0062715	0,0331259	-0,19
divorcés/séparés/veufs	-0,0294194	0,0438186	-0,67
études secondaires	0,0532649	0,0505324	1,05
études post secondaires partielles	0,0083773	0,0546008	0,15
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,0853674	0,0468034	1,82
université - baccalauréat	0,2242891	0,0494693	4,53
université - cycles supérieurs	0,224519	0,0566513	3,96
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	-0,0468999	0,0867516	-0,54
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,0173988	0,0458177	0,38
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,1676142	0,0484072	3,46
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,2063233	0,0527879	3,91
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1884982	0,0549219	3,43
temps plein	0,0404421	0,031148	1,3
couverture syndicale	0,0836978	0,0276691	3,02
professionnels	-0,1541133	0,0488524	-3,15
personnel de bureau	-0,44474	0,0433028	-10,27
santé et éducation	-0,2442308	0,0431349	-5,66
vente, hôtellerie et restauration	-0,6571079	0,0550917	-11,93
protection	-0,4565683	0,1104555	-4,13
cols bleus	-0,3550482	0,1300285	-2,73
région métropolitaine de Montréal	-0,0190646	0,0237557	-0,8
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0771621	0,0392095	-1,97
occasionnel et autre	-0,1957087	0,061594	-3,18
firmes - entre 20 et 99 employés	0,1120579	0,0639172	1,75
firmes - entre 100 et 499 employés	0,1942465	0,0615066	3,16
firmes - plus de 500 employés	0,2108511	0,0545358	3,87
constante	2,817307	0,0986674	28,55

ANNEXE C - estimation de la discrimination envers les femmes pour certains secteurs d'activités par décomposition de Blinder et Oaxaca à l'aide de certaines régressions MCO sectorielles par sexe (voir Annexe B).

Discrimination salariale - Décomposition de Blinder et Oaxaca			
Administration québécoise plus (AQP) (hommes) et secteur administration québécoise plus (AQP) (femmes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,003	0,076	0,079
Statut Marital	-0,003	0,014	0,011
Éducation	0,016	-0,152	-0,136
Durée d'emploi	0,003	0,054	0,057
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,001	-0,002	-0,002
Statut syndical	-0,005	-0,007	-0,012
Type d'occupation	-0,027	-0,047	-0,075
Centre métropolitain	0,001	-0,004	-0,003
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,000	0,007	0,007
Nombre d'employés	-0,001	-0,002	-0,003
Constante		0,100	0,100
Total	-0,013	0,037	0,024
Pourcentage	-54,80%	154,80%	100,00%

Discrimination salariale - Décomposition de Blinder et Oaxaca			
Secteur privé au Québec (SPQ) (hommes) et secteur privé au Québec (SPQ) (femmes)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,001	0,105	0,106
Statut Marital	0,000	0,047	0,047
Éducation	-0,004	-0,041	-0,044
Durée d'emploi	0,003	0,008	0,012
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,018	0,032	0,050
Statut syndical	0,005	0,028	0,033
Type d'occupation	-0,050	0,066	0,016
Centre métropolitain	-0,001	-0,024	-0,025
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,000	0,004	0,004
Nombre d'employés	0,005	0,026	0,031
Constante		-0,048	-0,048
Total	-0,023	0,204	0,181
Pourcentage	-12,77%	112,77%	100,00%

Discrimination salariale - Décomposition de Blinder et Oaxaca**Secteur "autre public" au Québec (APUQ) (hommes)****et secteur "autre public" au Québec (APUQ) (femmes)**

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,003	0,225	0,228
Statut Marital	0,005	0,143	0,148
Éducation	-0,011	0,013	0,002
Durée d'emploi	0,003	0,233	0,237
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,030	-0,218	-0,188
Statut syndical	-0,001	-0,052	-0,054
Type d'occupation	-0,030	0,102	0,072
Centre métropolitain	0,004	-0,023	-0,019
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,005	0,005	0,000
Nombre d'employés	-0,004	0,094	0,089
Constante		-0,429	-0,429
Total	-0,007	0,093	0,086
Pourcentage	-7,80%	107,80%	100,00%

Discrimination salariale - Décomposition de Blinder et Oaxaca**Secteur autres salariés québécois (ASQ) (hommes)****et secteur autres salariés québécois (ASQ) (femmes)**

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	0,001	0,106	0,106
Statut Marital	0,000	0,056	0,056
Éducation	-0,004	-0,041	-0,045
Durée d'emploi	0,004	0,019	0,022
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,020	0,025	0,045
Statut syndical	0,010	0,015	0,025
Type d'occupation	-0,056	0,081	0,025
Centre métropolitain	-0,001	-0,018	-0,019
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,000	0,003	0,003
Nombre d'employés	0,005	0,026	0,032
Constante		-0,076	-0,076
Total	-0,021	0,196	0,175
Pourcentage	-12,07%	112,07%	100,00%

Discrimination salariale - Décomposition de Blinder et Oaxaca

Administration ontarienne plus (AOP) (hommes)

et secteur administration ontarienne plus (AOP) (femmes)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Age	-0,001	0,154	0,153
Statut Marital	0,002	0,014	0,016
Éducation	0,012	0,013	0,025
Durée d'emploi	-0,001	-0,338	-0,339
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,003	0,049	0,051
Statut syndical	-0,001	0,078	0,077
Type d'occupation	0,000	-0,117	-0,117
Centre métropolitain	0,000	0,012	0,013
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,002	-0,027	-0,028
Nombre d'employés	0,003	-0,088	-0,085
Constante		0,350	0,350
Total	0,015	0,101	0,116
Pourcentage	12,90%	87,10%	100,00%

ANNEXE D - démonstration mathématique montrant que la différence de discrimination sexuelle entre deux secteurs contribue à la différence entre les rentes attribuées à chaque sexe pour un même secteur

W = rente du secteur a par rapport au secteur b pour les hommes moins rente du secteur a par rapport au secteur b pour les femmes.

Y = discrimination du secteur a moins discrimination du secteur b.

$$W = \bar{X}_{AH}'(\beta_{AH} - \beta_{BF}) - \bar{X}_{AF}'(\beta_{AF} - \beta_{BF})$$

$$W = \bar{X}_{AH}'\beta_{AH} - \bar{X}_{AH}'\beta_{BH} - \bar{X}_{AF}'\beta_{AF} + \bar{X}_{AF}'\beta_{BF}$$

$$Y = \bar{X}_{AH}'(\beta_{AH} - \beta_{AF}) - \bar{X}_{BH}'(\beta_{BH} - \beta_{BF})$$

$$Y = \bar{X}_{AH}'\beta_{AH} - \bar{X}_{AH}'\beta_{AF} - \bar{X}_{BH}'\beta_{BH} + \bar{X}_{BH}'\beta_{BF}$$

$$\bar{X}_{AH}'\beta_{AH} = Y + \bar{X}_{AH}'\beta_{AF} + \bar{X}_{BH}'\beta_{BH} - \bar{X}_{BH}'\beta_{BF}$$

$$W = Y + \bar{X}_{AH}'\beta_{AF} + \bar{X}_{BH}'\beta_{BH} - \bar{X}_{BH}'\beta_{BF} - \bar{X}_{AH}'\beta_{BH} - \bar{X}_{AF}'\beta_{AF} + \bar{X}_{AF}'\beta_{BF}$$

$$W = Y + \beta_{BH}(\bar{X}_{BF}' - \bar{X}_{AH}') + \beta_{AF}(\bar{X}_{AH}' - \bar{X}_{AF}') + \beta_{BF}(\bar{X}_{AF}' - \bar{X}_{AH}')$$

ou

$$W = Y + \bar{X}_{BH}'(\beta_{BH} - \beta_{BF}) + \bar{X}_{AH}'(\beta_{AF} - \beta_{BH}) + \bar{X}_{AF}'(\beta_{BF} - \beta_{AF})$$

Dans les deux cas, W est une fonction croissante de Y.

ANNEXE E - détails des décompositions de Blinder et Oaxaca et des régressions estimées par MCO pour le secteur de l'administration québécoise (AQ) (complément à la section 4.3.)

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise (AQ) et le secteur privé au Québec (SPQ) (mixte)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,017	-0,056	-0,073
Age	0,026	0,058	0,083
Statut Marital	0,005	-0,005	0,001
Éducation	0,049	0,136	0,185
Durée d'emploi	0,012	0,002	0,014
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,015	0,136	0,151
Statut syndical	0,057	-0,181	-0,125
Type d'occupation	0,058	-0,153	-0,095
Centre métropolitain	-0,005	-0,034	-0,039
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,000	-0,014	-0,014
Nombre d'employés	0,041	0,089	0,129
Constante		0,099	0,099
Total	0,240	0,077	0,316
Pourcentage	75,74%	24,26%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total			
Administration québécoise (AQ) et l'administration fédérale au Québec (AFQ) (mixte)			
Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	0,002	-0,041	-0,039
Age	0,007	0,007	0,014
Statut Marital	-0,003	0,004	0,001
Éducation	-0,001	0,053	0,052
Durée d'emploi	-0,007	0,096	0,090
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,014	-0,257	-0,272
Statut syndical	0,004	-0,161	-0,157
Type d'occupation	-0,026	-0,254	-0,280
Centre métropolitain	0,011	-0,055	-0,045
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,005	0,000	-0,005
Nombre d'employés	0,005	0,120	0,125
Constante		0,393	0,393
Total	-0,027	-0,095	-0,122
Pourcentage	22,18%	77,82%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise (AQ) et l'administration municipale au Québec (AMQ) (mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,015	-0,029	-0,043
Age	0,007	0,165	0,172
Statut Marital	0,002	0,012	0,014
Éducation	0,008	0,110	0,118
Durée d'emploi	-0,027	-0,007	-0,034
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,015	-0,073	-0,058
Statut syndical	0,020	-0,255	-0,234
Type d'occupation	0,012	-0,299	-0,287
Centre métropolitain	0,000	-0,026	-0,026
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,008	0,004	0,012
Nombre d'employés	0,004	0,115	0,119
Constante		0,279	0,279
Total	0,034	-0,003	0,032
Pourcentage	108,84%	-8,84%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise (AQ) et le secteur quasi public au Québec (SQPQ) (mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,012	-0,017	-0,030
Age	0,009	0,143	0,152
Statut Marital	-0,001	-0,035	-0,036
Éducation	0,024	0,206	0,230
Durée d'emploi	-0,016	0,108	0,091
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,001	0,127	0,126
Statut syndical	0,001	-0,115	-0,114
Type d'occupation	0,048	-0,525	-0,477
Centre métropolitain	-0,002	-0,029	-0,031
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,004	0,024	0,020
Nombre d'employés	0,013	-0,186	-0,173
Constante		0,211	0,211
Total	0,059	-0,088	-0,029
Pourcentage	-201,18%	301,18%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise (AQ) et les autres salariés québécois (ASQ) (mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,017	-0,053	-0,070
Age	0,023	0,062	0,086
Statut Marital	0,006	-0,009	-0,003
Éducation	0,047	0,133	0,180
Durée d'emploi	0,009	0,004	0,013
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	0,015	0,125	0,140
Statut syndical	0,062	-0,198	-0,136
Type d'occupation	0,071	-0,191	-0,120
Centre métropolitain	-0,004	-0,032	-0,036
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	-0,001	-0,011	-0,012
Nombre d'employés	0,041	0,079	0,121
Constante		0,119	0,119
Total	0,253	0,028	0,281
Pourcentage	90,01%	9,99%	100,00%

Contribution de chacune des variables à l'écart salarial total

Administration québécoise (AQ) et l'administration ontarienne (AO) (mixte)

Variables	dû aux caractéristiques	dû au rendement (rente)	dû aux deux (écart total)
Sexe	-0,004	-0,053	-0,058
Age	-0,057	-0,130	-0,187
Statut Marital	0,009	0,056	0,065
Éducation	0,002	0,267	0,269
Durée d'emploi	-0,002	-0,085	-0,087
Statut d'emploi (temps plein/partiel)	-0,012	0,039	0,027
Statut syndical	0,006	-0,145	-0,139
Type d'occupation	-0,069	-0,075	-0,143
Centre métropolitain	0,002	-0,022	-0,020
Type d'emploi (permanent, saisonnier, ...)	0,001	-0,021	-0,020
Nombre d'employés	0,008	0,084	0,092
Constante		-0,055	-0,055
Total	-0,116	-0,140	-0,256
Pourcentage	45,45%	54,55%	100,00%

Régression pour l'administration québécoise (AQ), mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	205		
Coefficient de détermination:	0,4107		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
homme	0,0415566	0,1238318	0,34
25-29 ans	0,0456381	0,1486845	0,31
30-34 ans	0,2339316	0,1857217	1,26
35-39 ans	0,1069694	0,187359	0,57
40-44 ans	0,0704133	0,1710676	0,41
45-49 ans	-0,0741231	0,1693572	-0,44
50-54 ans	-0,3261449	0,1547604	-2,11
55-59 ans	-0,1751077	0,2003326	-0,87
60-64 ans	0,1343658	0,1724799	0,78
65 ans et plus	0,3889523	0,3126757	1,24
mariés/union de fait	-0,173185	0,0893804	-1,94
divorcés/séparés/veufs	-0,3428006	0,1221009	-2,81
études secondaires	-0,0395383	0,1496144	-0,26
études post secondaires partielles	-0,1472678	0,1850017	-0,8
certificat ou diplôme d'études post secondaires	-0,0434045	0,1443374	-0,3
université - baccalauréat	-0,015574	0,1590033	-0,1
université - cycles supérieurs	0,142861	0,2150858	0,66
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,095898	0,1457574	0,66
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	-0,2031961	0,1091359	-1,86
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	-0,2197312	0,1472056	-1,49
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	-0,0557191	0,1335892	-0,42
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,1722492	0,1582152	1,09
temps plein	0,4291995	0,1009747	4,25
couverture syndicale	0,0477054	0,0940397	0,51
professionnels	-0,0480952	0,1604216	-0,3
personnel de bureau	-0,2080002	0,1727018	-1,2
santé et éducation	-0,3270418	0,2652756	-1,23
vente, hôtellerie et restauration	-0,0412173	0,3625758	-0,11
protection	0,136058	0,1952569	0,7
cols bleus	0,3291832	0,2076895	1,58
région métropolitaine de Montréal	-0,0377175	0,0864092	-0,44
saisonnier, temporaire et contractuel	-0,0714632	0,1288698	-0,55
occasionnel et autre	-0,3995425	0,0928001	-4,31
firmes - entre 20 et 99 employés	0,406008	0,2374238	1,71
firmes - entre 100 et 499 employés	0,5390182	0,2155523	2,5
firmes - plus de 500 employés	0,3565473	0,1897007	1,88
constante	-0,0784749	0,4671724	-0,17

Régression pour l'administration ontarienne (AO), mixte (MCO, log salaire horaire en variable dépendante)

Observations:	231		
Coefficient de détermination:	0,5974		
Variable	Coefficient	Erreur type	Stat-t
homme	0,1400401	0,0453632	3,09
25-29 ans	0,2211452	0,1332544	1,66
30-34 ans	0,3741257	0,1247766	3
35-39 ans	0,4650276	0,1336273	3,48
40-44 ans	0,4280221	0,1347912	3,18
45-49 ans	0,3539445	0,1496268	2,37
50-54 ans	0,4271479	0,1379948	3,1
55-59 ans	0,4179228	0,1356338	3,08
60-64 ans	0,6296042	0,1596503	3,94
65 ans et plus	1,374247	0,1952766	7,04
mariés/union de fait	0,0068805	0,0844285	0,08
divorcés/séparés/veufs	-0,1765173	0,1003954	-1,76
études secondaires	0,0917927	0,1204392	0,76
études post secondaires partielles	-0,0294733	0,1066834	-0,28
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,0467579	0,1044714	0,45
université - baccalauréat	0,019897	0,0920917	0,22
université - cycles supérieurs	0,0495138	0,1238129	0,4
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,2685853	0,1133704	2,37
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,1887972	0,1106064	1,71
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,0881919	0,126661	0,7
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,1933197	0,12656	1,53
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,2341239	0,1339971	1,75
temps plein	0,2255425	0,106178	2,12
couverture syndicale	0,0541618	0,0795567	0,68
professionnels	-0,1974176	0,0820022	-2,41
personnel de bureau	-0,5133321	0,0944623	-5,43
santé et éducation	-0,8001198	0,2342929	-3,42
vente, hôtellerie et restauration	-1,052187	0,1960842	-5,37
protection	-0,5146198	0,0987224	-5,21
cols bleus	-0,2985793	0,1067684	-2,8
région métropolitaine de Montréal	-0,0098038	0,0505838	-0,19
saisonnier, temporaire et contractuel	0,0823144	0,0885326	0,93
occasionnel et autre	-0,1072612	0,1943287	-0,55
firmes - entre 20 et 99 employés	-0,08208	0,1827207	-0,45
firmes - entre 100 et 499 employés	0,2026171	0,1594574	1,27
firmes - plus de 500 employés	0,1121482	0,1381604	0,81
constante	2,743314	0,310573	8,83

Annexe F - Tableau V - Répartition de l'échantillon selon les différentes variables, Québec et Ontario, Novembre 2010

	Québec	Ontario
nombre d'observations	9,010	15,106
salaire horaire moyen	21,38	23,59
logarithme du salaire horaire	2,95	3,03
privé	0,75	0,761
public	0,25	0,239
administration provinciale	0,024	0,016
soins de santé & assistance sociale (public)	0,073	0,055
services d'enseignement (public)	0,069	0,078
administration provinciale plus	0,166	0,148
administration fédérale	0,023	0,031
administration locale	0,021	0,020
quasi-public	0,039	0,039
femmes	0,498	0,503
hommes	0,502	0,497
15-23 ans	0,162	0,144
25-29 ans	0,112	0,116
30-34 ans	0,113	0,113
35-39 ans	0,098	0,113
40-44 ans	0,114	0,115
45-49 ans	0,124	0,127
50-54 ans	0,128	0,12
55-59 ans	0,09	0,084
60-64 ans	0,045	0,049
65 ans et plus	0,015	0,019
célibataires	0,308	0,287
mariés/union de fait	0,609	0,622
divorcés/séparés/veufs	0,083	0,091
éducation primaire ou études secondaires partielles	0,118	0,092
études secondaires	0,147	0,202
études post secondaires partielles	0,074	0,072
certificat ou diplôme d'études post secondaires	0,428	0,345
université - baccalauréat	0,174	0,192
université - cycles supérieurs	0,06	0,096

durée de l'emploi: 1 à 6 mois	0,136	0,125
durée de l'emploi: 7 à 12 mois	0,081	0,067
durée de l'emploi: 1 à 5 ans	0,349	0,376
durée de l'emploi: 6 à 10 ans	0,158	0,169
durée de l'emploi: 11 à 20 ans	0,131	0,131
durée de l'emploi 20 ans et plus	0,144	0,132
temps partiel	0,203	0,19
temps plein	0,797	0,81
non couverts par une convention collective	0,604	0,719
couverture syndicale	0,396	0,281
cadres	0,06	0,076
professionnels	0,12	0,133
personnel de bureau	0,252	0,243
santé et éducation	0,126	0,125
vente, hôtellerie et restauration	0,208	0,196
protection	0,017	0,018
cols bleus	0,218	0,208
hors de la région métropolitaine de Montréal	0,513	0,561
région métropolitaine de Montréal	0,487	0,439
permanent	0,854	0,882
saisonnier, temporaire et contractuel	0,114	0,09
occasionnel et autre	0,032	0,028
firμες - moins de 20 employés	0,203	0,18
firμες - entre 20 et 99 employés	0,177	0,151
firμες - entre 100 et 499 employés	0,139	0,144
firμες - plus de 500 employés	0,48	0,525
